LA METHODE ANTHROPOBIOMETRIQUE DE RECHERCHE EN PATERNITE

Ausgeschieden
U B Kiel

ANTHROPOLOGISCHES INSTITUT DER UNIVERSITÄT KIEL

D 5 46, 14 45

Inv. Nr. VII, 2453

ERRATA

Appendice 2, tableau :

colonne 4 : $-$ oo doit être lu : $-\infty$;

colonne 5 : $+$ oo doit être lu : $+\infty$.

Appendice 3, tableau :

indice $\delta =$ 130 doit être lu : indice $\delta =$ 1,30.

COLLECTION DE MEDECINE LEGALE
ET DE TOXICOLOGIE MEDICALE

— 61 —

G. BAUMANN - J.-A. BAUMANN
U. GARCIA-BOHNY - R. LANG

(Institut d'Anatomie de l'Université de Genève)
(Laboratoire d'Anthropobiométrie)

LA METHODE ANTHROPOBIOMETRIQUE DE RECHERCHE EN PATERNITE

(Lettre à un Président de Tribunal après une audience d'experts)

MASSON & Cie, Editeurs

PREFACE

Après une séance de Tribunal, lors d'un procès de recherche en paternité où notre expertise anthropobiométrique avait été confrontée avec une expertise anthropo-hérédo-biologique, qui n'aboutissait pas aux mêmes conclusions, nous avons décidé de faire une mise au point actuelle de ce problème médico-légal.

On dispose pour la recherche en paternité de 3 méthodes scientifiques qui, dans l'état actuel des connaissances, sont toutes trois assez bien mises au point pour que leur valeur soit reconnue. Elles sont très différentes dans leur conception de base et dans " l'objet " particulier de leur recherche.

Il nous a semblé que l'utilisation des conclusions des rapports d'expertise, et dans quelques cas aussi le choix de la méthode à appliquer, sont parfois entachés de confusion de la part des juristes. Et ceci spécialement en ce qui concerne les méthodes anthropobiométrique et anthropologique qui sont pourtant aussi éloignées l'une de l'autre qu'elles le sont de l'expertise par les facteurs sanguins. Nous allons donc vous exposer les principes des 3 méthodes, nous vous montrerons ensuite leur intérêt respectif et leurs relations de complémentarité ; et nous aurons enfin l'audace de vous indiquer la manière dont nous concevons la conduite rationnelle de la partie scientifique d'une recherche en paternité.

CHAPITRE PREMIER

L'EXPERTISE ANTHROPOBIOMETRIQUE

A — Introduction.

L'expertise anthropobiométrique de recherche en paternité se fonde sur deux disciplines : l'anthropobiométrie et la statistique. Pour comprendre et pour utiliser la méthode que nous allons exposer, il est nécessaire de savoir ce qu'est l'anthropobiométrie, quel est son domaine exact, quelles sont ses possibilités actuelles. D'autre part, il faut aussi connaître les règles essentielles de la statistique dans ses applications aux sciences humaines. J'exposerai d'abord ce qu'est l'anthropobiométrie ; je démontrerai son application dans ce problème particulier et relativement facile de la recherche en paternité. Puis j'indiquerai les principes de base de la statistique que nous employons ici, et je montrerai comment ils s'appliquent aux opérations que nous effectuons au cours de nos expertises. Je décrirai ensuite les avantages et les limites de notre méthode. Je donnerai enfin les réponses à plusieurs questions qui nous ont été posées lors de conférences ou d'audiences, questions qui nous ont montré les aspects de cette méthode plus particulièrement difficiles à comprendre pour des profanes.

B — L'anthropobiométrie.

L'anthropobiométrie est une branche de la médecine qui se propose, en prenant les mesures de l'homme vivant, de définir les types constitutionnels permettant une classification des individus qui soit utilisable pour la compréhension de leur comportement physique et psychique ainsi que de leur évolution biologique. Ce premier aspect de l'anthropobiométrie a fait depuis la haute antiquité l'objet d'études, non seulement en ce

qui concerne la forme précise du corps humain, mais aussi dans les domaines les plus variés des sciences médicales. Les Ecoles d'Anthropobiométrie sont réparties dans le monde entier ; elles sont actuellement très actives dans les pays anglo-saxons, en France, en Italie, dans les pays nordiques, en Russie, dans les pays balkaniques et au Japon. En Allemagne, depuis les travaux de Kretschmer, l'anthropobiométrie ne semblait pas progresser jusqu'à ces dernières années, où de nombreux travaux la renouvellent. Depuis plus d'un siècle, les Ecoles les plus importantes ont accumulé des documents. Bien que chacune d'elles ait interprété à sa manière toute cette information, l'ensemble de ces données constitue, pour celui qui veut bien les réunir, un instrument de travail de valeur incontestable.

Mais il est un autre aspect de l'anthropobiométrie qui commence à apparaître et auquel nous nous attachons plus spécialement dans notre laboratoire. Il s'agit non plus d'élaborer des tables de moyennes et de statistiques pour les différentes populations, les différents âges, etc..., mais de prendre un individu isolé et de déterminer son " type " : si il a été bien classé selon des critères définis, on devrait pouvoir faire des déductions utiles sur son comportement.

Comme son nom l'indique, cette discipline prend des " mesures ". Ces mesures peuvent être biochimiques (taux de l'urée du sang, taux du sucre du sang, par exemple), psychologiques (capacité de mémoire, catégorie de l'imagination). Ces mesures peuvent apprécier la présence, l'absence ou l'amplitude de certains traits morphologiques (formes) : ce sont les " caractéristiques anthropobiométriques ". Elles peuvent établir les dimensions d'un corps humain dans l'espace : ce sont plus précisément les " mesures anthropobiométriques ". La détermination complète d'un type constitutionnel devrait théoriquement tenir compte de tous ces éléments ; et chacun de ces éléments constitue ce que nous appellerons ici un " critère ". En fait, tous ceux qui s'en occupent actuellement ne peuvent considérer que deux ou trois de ces divers acpects ; c'est amplement suffisant pour établir des typologies utilisables. Nous considérons, dans notre laboratoire, plus précisément les " mesures " et " caractéristiques " et, comme nous nous en servons pour la recherche en paternité, nous voulons en parler un peu plus en détail.

1. LES MESURES ANTHROPOBIOMÉTRIQUES.

Elles donnent en chiffre absolu une distance séparant deux " points ". Ces mesures sont rarement considérées pour elles-mêmes (comme exception on peut citer la taille), mais elles sont évaluées l'une par rapport à l'autre : ces rapports constituent ce qu'on appelle des *indices anthropobiométriques* (par exemple la largeur de la tête par rapport à la longueur de la tête donne l'indice céphalique, la taille assise par rapport à la taille debout donne l'indice du buste, etc...). Notons en passant que les mesures les plus couramment employées sont au nombre de 70, et qu'on utilise en général 60 indices. Tous les points anthropobiométriques, les mesures, les indices, sont actuellement assez bien définis pour qu'ils puissent former un " langage international " à l'égal de celui des autres disciplines médicales.

Or, on a constaté que presque toutes les mesures anthropobiométriques (une exception notoire est celle du poids) sont réparties dans une population anthropologiquement homogène selon une courbe de distribution normale (Courbe de Gauss). Cette répartition permet donc d'établir facilement une moyenne, puis de chaque côté de cette moyenne les écarts-types (σ), c'est-à-dire les écarts significatifs (cf. Appendice 1). Ainsi donc, pour chacun des indices et pour les mesures exceptionnellement utilisées en valeur absolue, un sujet examiné aura une note dans une des 7 classes : — 3, — 2, — 1, 0, + 1, + 2, + 3 (cf. Appendice 2 - 3).

Il est bien connu de nous, mais il faut le préciser pour les profanes, que depuis fort longtemps, les tables de moyennes ainsi que les statistiques de toutes ces mesures et de la plupart de ces indices ont été établies non seulement pour presque tous les groupes ethniques, mais aussi pour tous les âges, séparément pour les deux sexes et, plus récemment, quelquefois pour les divers types constitutionnels. Ces tables sont périodiquement mises à jour. En utilisant les tables appropriées, on peut apprécier chaque sujet en fonction de son groupe ethnique, et, à peu de chose près, prévoir " l'avenir anthropobiométrique " d'un enfant.

2. LES CARACTÉRISTIQUES ANTHROPOBIOMÉTRIQUES.

Elles permettent une appréciation chiffrée concernant des traits morphologiques qui ne peuvent pas être mesurés ou dont

la mesure serait trop compliquée et sans utilité pratique. Cette notion de caractéristiques n'est pas spéciale à l'anthropobiométrie. On la retrouve dans beaucoup d'autres sciences. Nous citerons le livre de P. Pèpe et M. Tisserand-Perrier " Méthodes statistiques dans les sciences humaines " : " Selon les règles de la statistique, une caractéristique, biométrique entre autres, doit être un critère qui peut être interprété de même manière par divers enquêteurs ".

Comme caractéristiques, nous avons donc retenu des traits morphologiques simples et parfaitement définis. Nous les classons en 5 catégories, la note 0 étant donnée en général (nous ne voulons pas parler des exceptions, ce qui nous entraînerait beaucoup trop loin) à une forme moyenne, la note + 2 ou — 2 lorsque cette forme est assez marquée pour devenir caricaturale. Cette manière de procéder est satisfaisante puisque nos assistants arrivent très rapidement à donner les mêmes notations, et puisque surtout nous avons pu constater, dans des confrontations d'expertises faites dans deux laboratoires indépendants, que les différences sont négligeables.

A l'encontre des mesures, mais à l'instar des critères biochimiques et physiologiques, le nombre des caractéristiques est immense : chaque expert devra bien entendu choisir celles qu'il a le plus de facilité à observer. Ainsi la forme du dos du nez : si il est droit on le notera 0 ; s'il est légèrement convexe ou légèrement concave, on le notera + 1 ou — 1 ; s'il est très aquilin, de type sémite, ou au contraire " en trompette ", on lui donnera la note + 2 ou — 2. Pour la morphologie de l'oreille, citons le lobule libre ou attaché, l'antitragus saillant ou plat. Nous avons ensuite toutes les caractéristiques concernant la couleur et la forme des cheveux, la couleur de la peau, la morphologie des paupières et de la fente palpébrale, la couleur de l'iris ; toutes celles concernant la forme des lèvres et du menton. Il y a toute une catégorie de caractéristiques qui viennent corroborer ou nuancer et compléter les mesures anthropobiométriques : ce sont les caractéristiques qui s'adressent au type constitutionnel, à la morphologie du visage, à celle du crâne. Il faut aussi noter les caractéristiques particulières, telles la syndactylie ou polydactylie par exemple. Elles sont peu fréquentes et de ce fait elles ont une grande importance, mais seulement dans le sens de la paternité.

Enfin n'oublions pas les dermatoglyphes. Il y a beaucoup de manières de les apprécier : certains utilisent les empreintes

palmaires et plantaires, d'autres uniquement les empreintes digitales ; ces dernières peuvent être appréciées quant à leur forme et à leur répartition, mais aussi quant à leur " intensité ".

3. STATISTIQUE.

Les recherches en anthropobiométrie sont étroitement liées à la statistique. Pour en exposer quelques principes essentiels, nous utiliserons largement le livre de P. Pèpe et M. Tisserand-Perrier. On y trouve toutes les règles, les formules et la justification de l'application statistique à l'anthropométrie. Il est intéressant en particulier de remarquer que le développement de la statistique est étroitement lié aux recherches biométriques.

Dans la préface, écrite par E. Morice, nous lisons : " Si les problèmes statistiques qui se posent en milieu médical ont leurs caractères particuliers, compte tenu de leur complexité et des soucis d'éthique qu'ils impliquent, si la nature de ces problèmes peut donner lieu à quelques méthodes spécifiques, il n'en est pas moins vrai que la méthode statistique a une portée générale dans tous les domaines. Ceci est particulièrement le cas de toutes les sciences humaines : démographie, économie, sociologie, biologie, anthropométrie, dans lesquelles il s'agit, à partir d'observations individuelles, de dégager les caractéristiques des collectivités ".

Nous trouvons plus loin : " La méthode statistique nous donne la connaissance de certaines qualités abstraites liées à l'ensemble ; cette connaissance est fournie par le calcul à partir des observations dénombrées. Elle permet de résumer la masse totale des informations par un petit nombre de paramètres descriptifs. Ainsi, on peut connaître la caractéristique centrale ou moyenne (valeur typique de l'ensemble) et autour de cette valeur centrale, le degré de variabilité caractérisant la dispersion du caractère étudié dans l'ensemble. L'ensemble de ces deux caractéristiques de " tendance centrale " et de " variabilité " constitue les caractéristiques statistiques fondamentales de la grandeur étudiée dans l'ensemble ; caractéristiques qui ne devraient jamais être dissociées ".

L'anthropobiométrie, comme beaucoup d'autres domaines en médecine, utilise des lois mathématiques ; et ces lois, groupées dans le chapitre spécial de la biomathématique, ont été mises au point en partie précisément par les recherches anthropo-

métriques. Sans aller trop loin dans l'application de la statistique aux sciences humaines, nous estimons cependant qu'il est bon de vérifier et de préciser statistiquement les théories des grandes Ecoles anthropobiométriques.

C — La détermination de la paternité selon la méthode anthropobiométrique.

Si l'anthropobiométrie, dans ses applications cliniques habituelles, nécessite un assez long apprentissage et, à notre avis, une bonne expérience médicale, son application à la détermination de la paternité est relativement simple. De ce fait, notre sécurité dans ces expertises est très grande, d'autant que nous avons choisi, parmi tous les critères que l'on peut utiliser, ceux que nous connaissons le mieux et dont nous pouvons facilement établir nos statistiques.

Voici le problème : étant donné un enfant et sa mère, il s'agit de déterminer si un homme est le père ou non de l'enfant. Nous montrerons plus loin (voir chap. 1, D, p. 20) qu'au-delà d'une certaine limite, seul peut se trouver le père, et qu'en-deçà d'une certaine limite il n'y a que des non-pères.

Nous allons voir maintenant pourquoi l'anthropobiométrie est liée à la statistique, spécialement dans le cas de recherche en paternité. Nous trouvons dans l'ouvrage déjà cité de P. Pèpe et M. Tisserand : " La statistique devient l'unique méthode de recherche quand s'accroît la complexité des causes qui régissent le phénomène. Elle aide à établir une hiérarchie entre les causes multiples de ce phénomène et, ainsi, elle fait apparaître des rapports significatifs sur qui se basent les inductions, et qui autorisent aussi des prévisions. Par exemple, les rapports entre la taille des pères et celle des fils, etc... ".

On pourrait paraphraser à propos d'un autre exemple choisi, à savoir le poids moyen des enfants : nous savons bien que les pères ne donnent pas toujours à leur enfant la même quantité de patrimoine. On ne peut pas dire qu'un père doit toujours avoir telle probabilité de paternité, mais on peut établir les courbes de répartition des probabilités de paternité et de non-paternité et chercher des marges de sécurité qui déterminent le phénomène " père ".

Et enfin, nous citerons encore, au chapitre de la statistique déductive ou inductive : " On peut enfin envisager un autre aspect de la méthode statistique : à partir de l'examen statistique du groupe, on peut prédire ou estimer la situation approximative ou probable d'un de ses éléments ; ou encore, plus généralement, on peut se proposer de déduire, à partir de connaissances acquises relativement à un ensemble, des renseignements valables pour une partie de cet ensemble. De tels problèmes exigent qu'on fasse appel à un outil complémentaire : la théorie mathématique des probabilités ".

La distribution des hommes en collectivités de pères ou de non-pères est donc un cas particulier d'un problème fondamental de l'anthropobiométrie.

La méthode de recherche en paternité, telle que nous l'avons mise au point dans notre laboratoire, est basée sur des travaux de Essen-Möller. Mais ces travaux sont restés dans le domaine théorique, parce que extrêmement compliqués, jusqu'à ce que F. Keiter les ait repris et complétés pour obtenir une méthode utilisable en pratique. (Des méthodes semblables sont actuellement pratiquées dans différents pays, notamment en Finlande et au Japon).

F. Keiter a posé comme préalable, que cette méthode devait répondre à sept exigences :

1) Pouvoir de séparation statistique optimal entre pères et non-pères.
2) Reproduction mathématique la plus complète possible de la marche du diagnostic (n'importe quelle preuve existante doit être incluse dans ce procédé).
3) Ne pas être influencé par les corrélations entre eux des critères choisis (ils en ont probablement toujours une petite).
4) Etablissement du risque d'erreur dû à l'application de la méthode dans certains cas particuliers (voir chap. 1, E 2, p. 31).
5) Il faut que la méthode puisse être étendue au plus grand nombre de critères possibles.
6) Il faut que la manipulation soit assez simple pour être praticable.
7) Il faut que le résultat puisse donner un bon aperçu du problème et surtout relier chaque cas à l'ensemble de tous les autres cas pour pouvoir donner une explication compréhensible au profane et au juriste.

Nous allons montrer maintenant comment se déroule pratiquement une expertise en exposant notre technique.

Pour chacune des trois personnes (père présumé, enfant, mère), nous prenons une quarantaine de mesures qui nous

servent ensuite à calculer entre 30 et 40 indices. (Le lecteur sait par ce qui précède ce que sont ces mesures et ces indices (voir p. 9 et appendice 4). Nous avons choisi, pour notre part, surtout ceux qui dépendent de la constitution de l'individu, que nous connaissons particulièrement bien et que nous pouvons régulièrement tenir à jour et réviser si cela se révèle utile ; la moyenne et l'écart-type de chaque indice sont très faciles à établir et leur utilisation ne pose aucun problème.

Dans un deuxième temps, nous apprécions environ 70 caractéristiques (voir p. 9 et appendice 4 : la définition des caractéristiques), les 10 empreintes digitales et les caractéristiques particulières qui peuvent exister chez chaque individu. Nous avons également choisi des caractéristiques que nous connaissons assez bien. Nous apprécions les empreintes digitales uniquement quant à leur forme et à leur répartition.

Il est évident que chacun peut choisir les mesures, les indices, les caractéristiques et la manière d'apprécier les dermatoglyphes, selon sa propre expérience, je dirais même selon ses goûts ; on peut aussi varier la liste des mesures et caractéristiques d'une expertise à l'autre : cela ne changera rien à la méthode à condition que, selon notre expérience et conformément aux travaux de F. Keiter, on relève au moins une centaine de critères et que les mêmes critères soient employés pour les 3 personnes d'une expertise.

Au terme de l'examen d'une personne, chaque indice et chaque caractéristique aura reçu sa note dépendant de son écart sigmatique (voir ci-dessus au chapitre B, p. 9). On obtient ainsi un " portrait chiffré " qui permettrait d'ailleurs à un sculpteur ou à un peintre de reconstituer une " image " très ressemblante. S'il est besoin de justifier ce portrait chiffré, nous trouvons, toujours dans le livre de P. Pèpe et M. Tisserand-Perrier, que d'après " le deuxième des 3 principes essentiels de la méthode statistique, dans la statistique biomathématique, le résultat des observations s'exprime par des nombres et non par une description littéraire ".

Cet examen, fait par un expert ayant une bonne pratique de l'anthropobiométrie, assisté d'une secrétaire connaissant bien la méthode, nécessite au moins une heure par personne examinée, ceci bien entendu sans tenir compte des calculs qui prendront ensuite au moins autant de temps. A notre avis, il est bon que

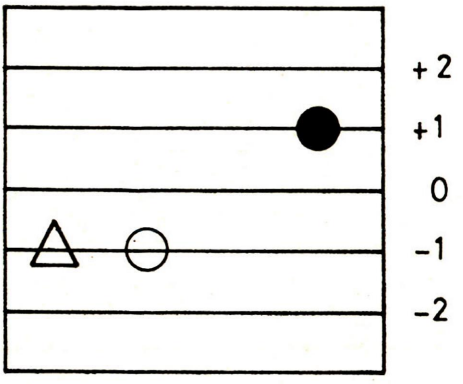
cet examen soit conduit par un médecin. En effet, il faut pouvoir juger si le passé pathologique du sujet a pu influencer ou non certaines mesures, au point qu'elles ne puissent pas être utilisées comme critères dans le cas particulier et si certaines particularités ont un caractère personnel " accidentel ", ou si elles sont constitutionnelles ou transmissibles.

Il est préférable d'examiner la mère et l'enfant d'une part, l'homme d'autre part, dans des séances différentes. Ceci pour éliminer toute influence subjective chez l'examinateur. L'enfant devrait avoir au moins 3 ans 1/2, son phénotype n'apparaissant pas assez nettement avant cet âge. Plus il sera âgé, plus décisif pourra être le résultat. Il n'y a par ailleurs aucune limite pour l'intervalle de temps qui pourrait s'écouler entre les examens des trois personnes du trio proposé.

Comme les mesures utilisées pour calculer un indice sont toujours influencées dans le même sens, par la main de l'examinateur qui est plus ou moins " lourde ", cette influence n'affecte pas essentiellement la valeur de l'indice en question. Mais, de ce fait, il est indispensable que les personnes en cause soient mesurées par le même examinateur.

L'opération suivante consiste à confronter les 3 portraits chiffrés et à déterminer, pour chaque critère, la probabilité de paternité (voir appendice 5). Pour faciliter la compréhension, nous représentons ci-dessous, graphiquement, comment on doit procéder

Cette position du trio représente une probabilité de paternité de 1,82 contre 1,, soit 182 chances contre 100



L'homme (Δ) a un indice $\frac{\text{hauteur oreille}}{\text{largeur oreille}}$ de 1 σ au-dessous de la classe moyenne, l'enfant ($\bigcirc$) aussi, alors que la mère ($\bullet$) a un indice de 1 σ au-dessus de la moyenne.

Il y a, pour les 3 personnes d'une expertise, 67 " positions " possibles. La probabilité de paternité, ou de non-paternité, exprimée en nombre logarithmique, a été établie pour chacune d'elle. Comme le montrent les travaux de F. Keiter : " Cette probabilité de paternité a été établie par les valeurs critiques qui sont les fréquences de constatations de l'indice étudié lors de l'existence de paternité et de non-paternité. La détermination de valeurs critiques moyennes pour tout un groupe d'indices est justifiée biologiquement parce que les indices polygènes, avec lesquels nous avons surtout affaire, se comportent selon un schéma identique pour tous, qui correspond à son tour à un schéma mathématique de corrélation rectiligne. Les valeurs critiques de 44 indices étaient tellement pareilles, que des équations communes, plus sûres statistiquement, ont été cherchées pour tous les indices morphologiques ensemble. Les appréciations des caractéristiques surpassent ce groupe des indices à tel point (en ce qui concerne les valeurs critiques) que la séparation des 2 catégories améliore le résultat final ".

Les caractéristiques particulières (voir chap. I, B 2, p. 10) à chaque cas sont peu nombreuses et facilement reconnaissables. Leur probabilité de paternité doit être ajoutée aux calculs déjà faits ci-dessus. Il est évident que, là où un jugement biologique exact rend la chose possible, la probabilité de paternité doit en tenir compte, en fonction de la valeur exceptionnelle de ces caractéristiques particulières.

Pour démontrer mieux encore comment s'obtient un résultat final, le plus simple est de commencer ici une expertise fictive :

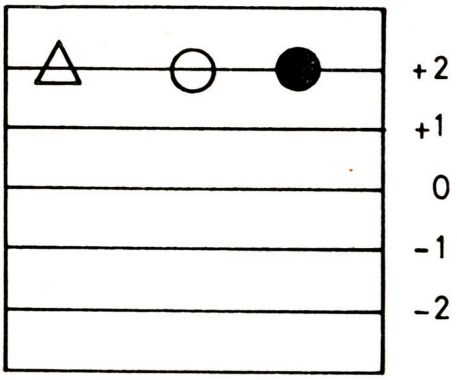
$$\text{Indice N° 1} : \frac{\text{Taille}}{\text{Taille moyenne}}$$

L'homme (Δ) est très grand : son indice est de 106, c'est-à-dire 2 sigma au-dessus de la classe moyenne pour son sexe et son âge.

L'enfant (○) de 3 ans et demi est très grand : son indice est de 105,75, c'est-à-dire 2 sigma au-dessus de la classe moyenne pour son sexe et son âge.

La mère (●) est très grande : son indice est de 105,75, c'est-à-dire 2 sigma au-dessus de la classe moyenne pour son sexe et son âge.

Cette position du trio représente une probabilité de paternité de 5,62 contre 1,
soit 562 chances contre 100
(voir appendice 5)



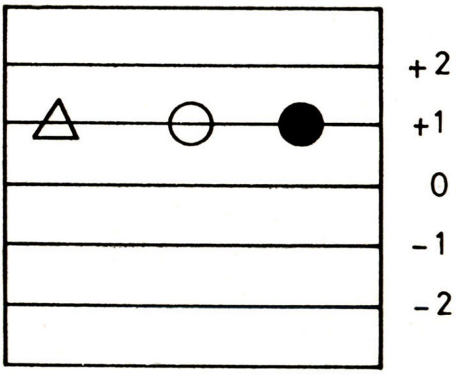
$$\text{INDICE N° 2} : \frac{\text{Largeur tête}}{\text{Longueur tête}}$$

L'homme (Δ) est brachycéphale : son indice est compris entre 82,6 et 85,79, c'est-à-dire 1 sigma au-dessus de la classe moyenne pour son sexe et son âge.

L'enfant (○) de 3 ans et demi est brachycéphale : son indice est compris entre 83,60 et 86,79, c'est-à-dire 1 sigma au-dessus de la classe moyenne pour son sexe et son âge.

La mère (●) est brachycéphale : son indice est compris entre 82,6 et 85,79, c'est-à-dire 1 sigma au-dessus de la classe moyenne pour son sexe et son âge.

Cette position du trio représente une probabilité de paternité de 1,41 contre 1,
soit 141 chances contre 100



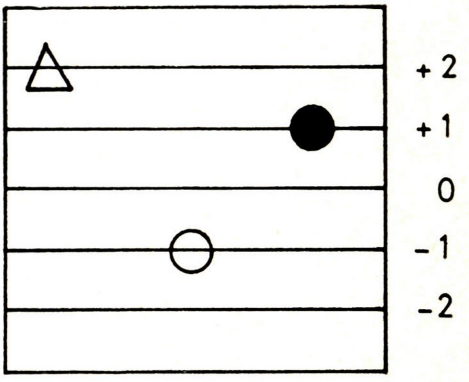
$$\text{INDICE N° 3} : \frac{\text{Largeur main}}{\text{Longueur main}}$$

L'homme (Δ) a une main très large : son indice dépasse 50,15, c'est-à-dire 2 sigma au-dessus de la classe moyenne pour son sexe et son âge.

L'enfant (○) de 3 ans et demi a une main longue : son indice est compris entre 45,45 et 48,36, c'est-à-dire 1 sigma au-dessous de la classe moyenne pour son sexe et son âge.

La mère (●) *a* une main large : son indice est compris entre 46,05 et 48,14, c'est-à-dire 1 sigma au-dessus de la classe moyenne pour son sexe et son âge.

Cette position du trio représente une probabilité de non-paternité de 4,17 contre 1, soit 417 chances contre 100



Après l'indice N° 2, qui est aussi en faveur de la paternité, l'homme a 562 chances de l'indice N° 1, multipliées par les 141 chances de l'indice N° 2, soit 79 242 chances contre 10 000 d'être le père. Après l'indice N° 3, comme cet indice est en faveur de la non-paternité, il a 79 242 chances divisées par les 417 chances négatives de l'indice N° 3, soit 190 chances contre 100 d'être le père. Et dans une expertise, on continuerait ainsi jusqu'à la fin de tous les indices et " caractéristiques " qui ont été notés.

En adoptant, comme Keiter, le calcul logarithmique :

	Paternité	*Non-paternité*
Indice N° 1 log. 5,62 = 0,75	0,75	
Indice N° 2 log. 1,41 = 0,15	0,15	
Indice N° 3 log. 4,17 = 0,62		0,62
Totaux	0,90	0,62

Le total de paternité étant plus fort, le résultat final sera marqué dans le sens de la paternité 0,90 — 0,62 = 0,28.

0,28 est le logarithme de 1,9 soit comme ci-dessus 190 chances contre 100 en faveur de la paternité.

La méthode de Keiter simplifie considérablement les calculs par le recours aux logarithmes. De ce fait, elle est devenue couramment praticable. Ainsi nous exprimons le résultat mathématique d'une expertise sous la forme d'un " logarithme de paternité ".

Keiter a dit : " On ne saurait appliquer des expressions comme : peu probable, douteux, impossible, certain, etc..., sans les lier à une représentation mathématique de l'ordre de grandeur ; celui qui emploierait de telles expressions sans pouvoir les justifier anthropobiométriquement, n'oserait au fond pas les appliquer scientifiquement, ni juridiquement ".

Et c'est dans ce but que cette méthode a été élaborée.

Reportons-nous encore une fois au livre de P. Pèpe et M. Tisserand-Perrier pour voir les lois de la statistique sur lesquelles se fonde cette manière de procéder. Au chapitre de la statistique descriptive, nous lisons page 6 :

" Cette méthode permet de savoir comment se distribuent en quantité les individus possédant tel caractère particulier ou tel ensemble particulier de caractères, ou comment se répartissent les individus suivant l'intensité d'un caractère mesurable. Cette connaissance est aussi précise que la connaissance des unités de l'ensemble observé, plus précise même à certain point de vue, en raison des compensations qui se produisent dans le jeu des erreurs d'appréciation des qualités observées ". Et Keiter dit bien que, " comme le logarithme de paternité est formé par un grand nombre d'indices, les petites différences d'indice à indice se neutralisent en fin de compte. Mais si les valeurs statistiques étaient trop spécialisées, elles auraient l'inconvénient de ne correspondre qu'à des cas par trop spéciaux ".

Enfin, toujours selon le livre cité plus haut, " la méthode statistique donne la connaissance du degré d'association qui peut exister entre 2 ou plusieurs caractères à l'intérieur d'un ensemble. A ce point de vue, la méthode des corrélations fournit un indice numérique du degré de ressemblance, tant au point de vue direction qu'au point de vue intensité, des variations de 2 ou plusieurs caractères considérés chez les éléments qui constituent l'ensemble ".

Nous avons donc là non seulement la justification, mais toute la méthode à suivre par laquelle nous aboutissons à nos moyennes d'indices et de caractéristiques avec les écarts sigmatiques, et par laquelle nous pourrons déterminer la probabilité de constater chez un enfant un caractère qui existe chez ses parents, particulièrement chez son père.

C'est ainsi qu'on obtient ce " mystérieux " logarithme de paternité qui apparaît dans nos rapports d'expertises, et qui n'est donc qu'une traduction simple de la probabilité de paternité ou de non-paternité.

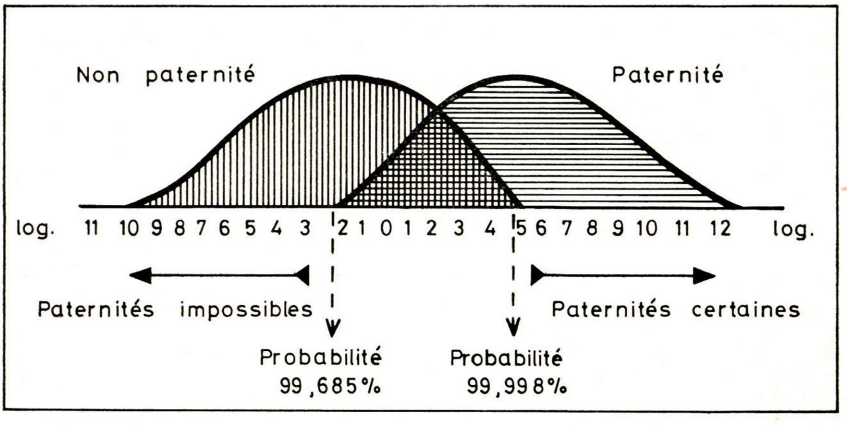
Telle est l'expertise anthropobiométrique pour la recherche en paternité. Elle forme un tout basé sur les lois de l'anthropobiométrie et celles de la statistique qui sont toutes très rigoureuses. Aussi n'a-t-on pas le droit de modifier quoi que ce soit à leur application. La méthode nous donne un résultat qu'il faut cependant savoir interpréter. Elle a ses limites et ses avantages. C'est ce dont nous allons nous entretenir maintenant.

D — **Signification de la probabilité de paternité.**

1) Le logarithme de paternité.

Nous allons montrer ce que signifie le logarithme de paternité, c'est-à-dire la probabilité de paternité, et comment on doit l'utiliser dans les conclusions d'une expertise.

En reportant sur un graphique (voir fig.) le logarithme de la probabilité de paternité d'un grand nombre de cas de paternité et de non-paternité qui sont connues avec certitude, on voit qu'on obtient deux courbes de répartition qui se chevauchent.



La courbe de gauche (traits verticaux) est la courbe des non-pères. La courbe de droite (traits horizontaux) est la courbe des pères. Ces deux courbes sont basées sur des statistiques établies par F. Keiter sur 2 296 cas ; elles peuvent être considérées comme définitives : même en multipliant les expertises, l'expérience nous a montré que leur profil ne change pratiquement pas. Elles dépendent étroitement de la méthode et représentent la synthèse et le résumé de tous les cas qui ont été examinés.

Cette représentation graphique se divise en trois parties :

1) Tout à gauche, jusqu'au logarithme de non-paternité de 2,5, on voit qu'il n'y a pratiquement que des non-pères,

2) A droite, à partir du logarithme de paternité de 4,8, il n'y a pratiquement plus que des pères,

3) Mais entre ces deux zones extrêmes il y a toute la région de chevauchement des deux courbes où se trouvent à la fois des pères et des non-pères. En allant de gauche à droite, c'est-à-dire dans le sens des logarithmes de paternité croissants, on a de moins en moins de non-pères et de plus en plus de pères ; et inversement en allant de droite à gauche.

Examinons plus en détail ce qui se passe en allant des grands logarithmes de non-paternité à gauche de la figure jusqu'aux grands logarithmes de paternité à droite de la figure. Il est exceptionnel d'obtenir un logarithme de non-paternité dépassant 11,00 : le logarithme théorique maximum de non-paternité est de 152,00 puisque la position des 100 critères choisis qui donne la plus forte probabilité de non-paternité, correspond à un peu plus de 33 chances contre 1, soit un logarithme de 1,52. Mais on dépasse rarement le logarithme de 11,00, car il ne faut pas oublier que tous les critères employés se retrouvent dans de certaines proportions parmi la population, et qu'il est pratiquement impossible qu'un enfant soit en discordance à la fois avec sa mère et avec l'homme examiné pour tous les indices et toutes les caractéristiques.

En nous déplaçant vers la droite au logarithme de non-paternité de 2,50, c'est-à-dire à la probabilité de non-paternité

de 99,685 % *, se situe le point où commence la courbe des pères. Un père transmet toujours à son enfant un certain matériel génique et même si ce matériel est dominé par celui de la mère ou par d'autres influences, il se manifestera obligatoirement dans un minimum de caractères et ce minimum est précisément représenté par ce logarithme de 2,50. En somme, à partir de cette limite pour décider d'une non-paternité, un homme n'est plus le père de l'enfant, parce qu'en admettant les plus mauvaises conditions de transmissions, un père a au minimum une probabilité qui dépasse ce point critique. Il ne faut pas oublier que la moitié des chromosomes de l'enfant viennent du père.

Ensuite, on voit que les deux courbes se coupent aux environs du logarithme de 1,00 dans le sens de la paternité. C'est en somme le point où, en prenant la totalité des cas examinés, la proportion des non-pères et des pères est inversée. Les courbes ne sont pas symétriques l'une de l'autre par rapport au 0, mais aux environs du logarithme 1,00 ; car la courbe des non-pères a une plus grande dispersion, des hommes et des enfants pris au hasard étant en moyenne moins proches l'un de l'autre que des enfants et leur père. Ce décalage est aussi dû en partie au fait que l'on a tenu compte de l'erreur-type possible dans l'établissement des probabilités.

Au logarithme de paternité 4,8, c'est-à-dire à la probabilité de 99,998 % *, ne peuvent apparaître que des cas de non-paternité d'exception dont nous parlerons plus loin (voir ch. I, E, p. 29). Ce point représente la limite de la paternité certaine. C'est-à-dire : aucun autre homme que le père de l'enfant ne possède de matériel génique capable de donner une telle probabilité vis-à-vis de cet enfant et de sa mère.

---

* 2,5 est le logarithme de 316,20, c'est-à-dire qu'un homme ayant un logarithme de non-paternité de 2,50 n'aurait qu'une chance contre 316,20 d'être le père de l'enfant. Il a donc 316,20 chances sur 317,20 de ne pas être le père de cet enfant, la probabilité de non-paternité est

$$\frac{316{,}20}{317{,}20} = \frac{X}{100} = 99{,}685\ \%\ (99{,}6847).$$

* 4,8 est le logarithme de 63 100, c'est-à-dire qu'un homme ayant un logarithme de paternité de 4,8 n'aurait qu'une chance contre 63 100 de ne pas être le père de l'enfant. Il a donc 63 100 chances sur 63 101 d'être le père de cet enfant, la probabilité de paternité est :

$$\frac{63\,100}{63\,101} = \frac{X}{100} = 99{,}9984\ \%.$$

Enfin, la courbe des pères s'abaisse progressivement. A partir du logarithme 12,00, les cas deviennent très rares. Pour obtenir le logarithme de paternité maximum qui est de 75,00 (soit un chiffre de probabilité suivi de 75 zéros), il faudrait que le père, l'enfant et la mère, pour chacun des 100 critères choisis, aient un écart d'au moins 2 τ, dans le même sens, par rapport à la moyenne de la population. En effet, la probabilité de paternité la plus forte pour chacun de ces critères est d'environ 6 chances contre 1 (voir aussi appendice 5).

Pour faire mieux comprendre encore le passage de la non-paternité certaine à la paternité certaine et la notion de limite de sécurité, prenons une bande de papier où nous peindrons du jaune (couleur de la non-paternité) très fortement à gauche et de moins en moins en allant vers la droite ; puis nous mettrons de la couleur bleue (couleur de la paternité) très fortement à droite et de moins en moins vers la gauche : au centre, on obtiendra de la couleur verte. Ce vert tirera sur le jaune à gauche, et de plus en plus jusqu'au point où il n'y aura plus de bleu ; inversement, le vert tirera sur le bleu vers la droite jusqu'à ce qu'il n'y ait plus de jaune. Les points où disparaissent, vers la droite et vers la gauche, les longueurs d'ondes du bleu et du jaune représentent les limites de sécurité où les couleurs redeviennent pures.

Ainsi donc les résultats des expertises se divisent en trois catégories.

1) Les pères impossibles, dont le logarithme de non-paternité est de 2,50 au moins.
2) Les pères certains dont le logarithme de paternité est de 4,8 au moins.
   Ces deux résultats sont décisifs, comme l'est par exemple une exclusion par l'expertise des sangs. Et nous avons l'habitude de les faire suivre de la mention " confinant à la certitude ". Les conditions dans lesquelles pourraient se produire les erreurs, théoriquement possibles, seront exposées plus loin (voir ch. 1, E, 2 p. 29).
3) Entre ces deux catégories, il y a la zone intermédiaire, quadrillée sur le graphique (p. 20). On peut trouver dans cette zone des pères et des non-pères, ayant les mêmes probabilités de paternité et de non paternité.

Puisque nous pouvons avoir des résultats certains dans environ 45 % des cas proposés, la zone intermédiaire représente un peu plus de la moitié des expertises. Rappelons que cette proportion dépend chez nous en partie du fait qu'un tiers des cas de non-paternité ont été exclus par l'expertise préalable par les facteurs sanguins. Mais rappelons aussi que ces pourcentages de résultats certains et incertains ne sauraient varier beaucoup, car ils sont étroitement liés à la méthode statistique que nous employons.

Si l'on tient compte que un cas sur trois aboutit à une exclusion par l'expertise des sangs, et que dans la moitié environ des cas qui restent nous pouvons donner un résultat décisif, on voit que presque 2 fois sur 3, le juge peut disposer d'une indication majeure, objective et actuellement scientifiquement admise, dans des causes qui nous paraissent, à nous profanes, difficiles à éclaircir.

F. Keiter a dit : " On n'osera tirer de conclusion significative que dans des cas très évidents et on sera extrêmement prudent dans le voisinage des territoires se chevauchant ".

En effet, dans cette zone intermédiaire, la conclusion de l'expert ne coïncidera pas nécessairement avec le résultat purement mathématique. A notre avis, l'appréciation de ces cas incertains ne devrait être donnée que par un expert ayant déjà une bonne expérience, au contraire des cas décisifs, faciles à déterminer.

Pour déceler les causes d'un résultat incertain et pour en rendre possible une appréciation utile, il faut analyser tous les éléments de l'expertise ; et notamment les concordances et les discordances entre l'enfant et sa mère d'une part, celles entre l'homme et l'enfant d'autre part. Il faut tenir compte aussi des discordances de l'enfant avec les deux adultes, ceux-ci étant eux-mêmes soit en concordance, soit en discordance entre eux. Puis il faut déterminer si les concordances et discordances sont groupées ou non par organes, et faire apparaître si elles rejoignent la moyenne de la population ou s'en éloignent beaucoup. Cette analyse, si elle est bien conduite, permet en général de mettre en évidence les conditions particulières de chaque expertise ; et d'en expliquer le résultat final.

Mais de toute façon, notre appréciation de ces cas intermédiaires ne doit pas être l'élément qui détermine le Juge à conclure

à la paternité ou à la non-paternité de l'homme accusé ; elle restera une indication relative. Il nous serait plus facile évidemment de ne donner, à l'égal des expertises de sang, que les résultats certains de paternité et de non-paternité.

Il est temps maintenant de donner quelques exemples tirés de nos dossiers. Nous expliquerons d'abord une paternité certaine, puis une paternité impossible ; nous démontrerons ensuite la possibilité de rétablir la filiation d'un enfant dont le père véritable n'est pas le père légal, enfin nous commenterons un cas dont le résultat est incertain.

2) Cas de paternité certaine. Notre dossier N° LVI.

L'enfant est une fille âgée de 3 ans et 6 mois. L'homme, âgé de 26 ans 6 mois n'avait pas pu être exclu comme père par l'expertise des facteurs sanguins. La mère de l'enfant est âgée de 25 ans 6 mois. Les parents des deux adultes sont originaires de la même région du Valais.

Conclusion de notre rapport : le logarithme de paternité est 6,71 : c'est le logarithme de 5 129 000, ce qui donne une probabilité de paternité de 99,99998 %. La limite (log. 4,8) pour une paternité certaine étant largement dépassée, la paternité de l'homme vis-à-vis de l'enfant et de sa mère est certaine, ce résultant confinant à la certitude.

En analysant les divers éléments de cette expertise, nous voyons tout d'abord que, tant dans les indices que dans les caractéristiques, l'enfant et la mère ont peu de concordances : ce fait qui doit toujours être mis en évidence, permet au père de se manifester plus nettement dans son enfant.

Dans les indices, l'homme et l'enfant sont 9 fois sur 34 en concordance, en opposition avec la mère, ce qui est d'autant plus remarquable que l'enfant est un fille. 9 fois aussi l'enfant et les deux adultes sont en concordance, s'éloignant beaucoup de la moyenne de la population. Ce n'est que 4 fois sur 34 que l'enfant est en concordance avec sa mère contre l'homme examiné. 4 indices seulement ne parlent pas en faveur de la paternité : l'indice de la taille (la mère et l'enfant sont de grande taille et l'homme de taille moyenne), l'indice de la distance entre les angles internes des yeux (l'homme a une distance moyenne, l'enfant a une distance petite, la mère a une distance grande), l'indice de la hauteur du lobule de l'oreille (faible chez l'enfant, grand chez l'homme et la mère) et l'indice de longueur du 4e doigt (moyen pour l'homme, petit pour l'enfant, grand chez la mère).

Quant aux caractéristiques, l'homme, l'enfant et la mère sont en concordance 27 fois sur 66, mais l'enfant n'est en concordance avec sa mère contre l'homme examiné que 11 fois ; l'enfant n'est en discordance avec les deux adultes que 12 fois et ceci par des caractéristiques isolées, c'est-à-dire non groupées par organes. Par contre, toutes les caractéristiques en faveur de la paternité sont bien groupées : ainsi celles concernant la morphologie du crâne et de la face, toutes celles concernant la morphologie du nez (à part une seule appréciant les ailes du nez), toutes celles concernant la bouche et les lèvres (à part une exception), toutes les caractéristiques de l'oreille.

L'examen des empreintes digitales, tel que nous le pratiquons (voir appendice 4), ne nous apporte aucun élément utile, ni dans un sens, ni dans l'autre.

Ainsi l'enfant ressemblant très peu à sa mère, ayant surtout une typologie différente, nous pouvons obtenir un résultat décisif. Et ceci, malgré l'handicap que crée l'appartenance de l'homme et de la femme au même groupe éthnique.

Ce fait aussi est très intéressant à noter car, dans le cas qui nous occupe, le Dr Spahr (Sion) avait procédé à une expertise anthropologique. Il avait conclu : " Bien qu'il faille faire des réserves sur la ressemblance possible entre un enfant de 20 mois et un adulte, il me semble que la forme générale de la tête et du front, la couleur des yeux, l'implantation des cheveux, la forme du nez de l'enfant peuvent avoir des analogies avec les mêmes caractères observés chez l'homme examiné ". Mais ce rapport ne pouvait conclure avec une absolue certitude et proposait de faire une expertise par la méthode anthropobiométrique.

On remarque ici, et nous en reparlerons plus loin, que lorsque les deux adultes appartiennent à un même groupe de population, il est difficile pour un anthropologue d'affirmer une paternité, car beaucoup d'individus de cette population se ressemblent au point de vue considéré. Par contre, la méthode anthropobiométrique peut aboutir à un résultat décisif en mettant en évidence les différences typologiques.

3) Un cas de paternité impossible. Notre dossier N° CX.

L'enfant est un garçon de 3 ans 4 mois. L'homme a 34 ans ; son père est Syrien et sa mère Valaisanne ; il n'a pu être exclu par l'analyse des facteurs sanguins. La mère a 24 ans, ses parents sont Fribourgeois.

Notre rapport conclut ainsi : le logarithme de non-paternité de l'homme vis-à-vis de l'enfant et de sa mère est 3,69, ce qui est le logarithme de 4 898 : la probabilité de non-paternité est de 99,98 %. Comme ce résultat dépasse largement la limite des paternités impossibles (log. 2,5), nous pouvons affirmer, ce résultat confinant à la certitude, que cet homme n'est pas le père de cet enfant.

En analysant les divers éléments de cette expertise, nous voyons que l'enfant n'a pas la moitié des indices en concordance avec sa mère. Cela laisse la possibilité au père de se manifester assez nettement, d'autant plus que la mère et l'homme sont en concordance seulement 1 fois sur 3. L'enfant, presque 1 fois sur 3, est en discordance avec les deux adultes. Seuls quelques indices isolés ne sont pas en faveur d'une non-paternité (proportion de l'oreille, longueurs comparées des doigts). L'analyse des indices montre que, si les typologies de l'homme et de la femme sont très proches, celle du garçon est tout à fait différente. En résumé, pour les indices, la paternité est impossible.

Dans les caractéristiques, l'enfant a environ la moitié de concordances avec sa mère. Mais, ici aussi, 1 fois sur 3 il est en discordance à la fois avec sa mère et avec l'homme examiné, alors que ces derniers sont, pour ces critères, souvent en concordance. Il est extrêmement rare que l'enfant soit en concordance avec l'homme en opposition avec sa mère. Une seule caractéristique concernant la morphologie de l'oreille (saillie de l'antitragus) parle en faveur de la paternité. Les caractéristiques donnent une très forte probabilité de non-paternité.

L'examen des empreintes digitales, tel que nous le pratiquons, indique aussi une probabilité de non-paternité, tant en ce qui concerne la forme que la répartition.

Indiquons encore que nous avons pratiqué la méthode de Hummel et Ihm qui utilise les facteurs sanguins : selon l'échelle proposée par les auteurs, on n'obtient aucune indication utile, ni pour, ni contre la paternité.

C'est donc un cas de paternité impossible qui a pu être établi avec certitude parce que l'enfant n'a pas trop de concordances avec sa mère et que sa typologie, comme aussi beaucoup de ses indices et de ses caractéristiques, sont très différents à la fois de ceux de sa mère et de l'homme examiné et, de plus, s'éloignent de la moyenne de la population.

4) Un cas de rétablissement de filiation réelle. Notre dossier N° XVI.

L'homme D a 46 ans, l'homme B a 34 ans, la mère a 28 ans, l'enfant est un garçon de 5 ans.

Il s'agissait de savoir si l'enfant est le fils de l'homme D ou le fils de l'homme B. D'après les intéressés, il est notoire qu'il est le fils de l'homme B, qui n'était cependant pas son père légal au moment de la conception mais qui, par la suite, a épousé la mère de l'enfant. Pour que l'enfant puisse avoir un état-civil correspondant à la réalité, on nous a confié l'expertise. La paternité des deux hommes n'avait pas pu être exclue par l'expertise des facteurs sanguins.

Voici les conclusions de notre rapport sur le cas de M. D : le logarithme de non-paternité est de 4,20, ce qui cerrespond à une probabilité de non-paternité dépassant 10 000 contre 1. La limite des paternités impossibles étant largement dépassée, ce résultat est décisif (" confinant à la certitude ") : Monsieur D est un père impossible vis-à-vis de cet enfant et de sa mère.

Cette probabilité de non-paternité est due ici surtout aux indices anthropobiométriques, car M. D fait partie d'un groupe typologique différent à la fois de celui de la mère et de celui de l'enfant. La probabilité de non-paternité selon les caractéristiques est moins élevée car, dans son type anthropobiométrique, M. D est très souvent dans la moyenne de la population.

En ce qui concerne les indices, la mère et l'enfant ne sont en concordance que 14 fois sur 34, ce qui laisse au père de l'enfant de grandes possibilités de se manifester. L'homme et l'enfant sont en concordance 12 fois seulement. De plus, on remarque que si l'homme et la mère sont en concordance 19 fois (et ceci pour les indices qui ne dépendent pas de la typologie constitutionnelle), l'enfant diffère des deux adultes 18 fois sur 34. Il est remarquable que ces 18 indices ne soient jamais dans la moyenne de la population et s'éloignent beaucoup des deux adultes qui sont souvent en concordance.

En ce qui concerne les caractéristiques, comme on l'a dit plus haut, celles de M. D sont souvent dans la moyenne de la population. L'enfant est en concordance avec sa mère 40 fois sur 70, ce qui laisse moins de possibilité au père de se manifester. De plus, assez souvent, les caractéristiques de la mère et de son enfant sont aussi dans la moyenne de la population.

L'examen des empreintes digitales, tel que nous le pratiquons, indique aussi une probabilité de non-paternité, les formes n'étant pas concordantes

Enfin 2 caractéristiques anthropobiométriques particulières à ce cas, concernant la morphologie du front et celle du lac lacrymal, donnent aussi une probabilité de non-paternité.

Voici les conclusions de notre rapport sur le cas de M. B : le logarithme de paternité de M. B est de 6,08, ce qui donne une probabilité de paternité de plus de 1 000 000 contre 1. La limite des paternités certaines étant très largement dépassée, ce résultat est décisif (" confinant à la certitude ") : M. B. est le père de cet enfant.

Ici, cette forte probabilité de paternité est due surtout aux caractéristiques anthropobiométriques, car M. B a une typologie constitutionnelle très proche de celles de la mère et de l'enfant. Or, si dans ce type constitutionnel la mère rejoint la moyenne de la population, le père et l'enfant présentent tous deux des caractéristiques extrêmement particulières et concordantes. C'est grâce à ces deux ordres de faits que la paternité a pu être déterminée avec certitude.

L'analyse des indices montre que, si la mère et l'enfant sont en concordance 14 fois sur 34, l'homme et l'enfant le sont 17 fois ; l'enfant est en discordance avec les deux adultes pour 10 indices, mais 4 fois sur 10, c'est parce qu'il rejoint la moyenne de la population ; on peut noter encore que l'homme et la mère sont en concordance 17 fois sur 34.

L'analyse des caractéristiques montre que, si l'enfant, comme pour le cas de M. D, est en concordance avec sa mère 40 fois sur 70, il l'est avec l'homme 58 fois sur 70. Il est plus remarquable encore de constater que l'enfant ne diffère à la fois de l'homme et de sa mère que 5 fois sur 70.

En résumé, si la probabilité de paternité pour les indices est assez faible, celle des caractéristiques est très forte. Cette probabilité est encore renforcée par 2 caractéristiques particulières à ce cas, concernant la morphologie du front et du lac lacrymal (à l'inverse de ce qui s'est produit avec M. D ci-dessus).

C'est un bon exemple pour illustrer la façon dont l'analyse des éléments d'une expertise est souvent capable d'expliquer le résultat final.

5) Un cas dont le résultat final est incertain. Notre dossier N° CVI.

Nous avons choisi ce dossier parce que l'homme, M. X, de 47 ans, est Portugais et que ses parents sont Portugais. La femme a 26 ans 6 mois, elle vient de Suisse occidentale, ses parents sont Fribourgeois. L'enfant a 3 ans 2 mois. Il semblait donc que la paternité ou la non-paternité serait facile à établir. Nous allons voir que la méthode anthropobiométrique est extrêmement différente de la méthode anthropologique. En effet, on trouve dans toutes les races les mêmes types constitutionnels ; seule leur fréquence peut varier. L'appartenance des deux adultes à des groupes ethnologiques très éloignés, si elle peut être un appoint pour le résultat final, ne nous apporte pas nécessairement des éléments décisifs.

Conclusion du rapport juridique : le logarithme de non-paternité de M. X est de 1,02, correspondant à 10,47. La probabilité de non-paternité est donc de 90 % : elle est loin d'atteindre la limite à partir de laquelle on peut déclarer un père impossible. La paternité de cet homme vis-à-vis

de l'enfant et de sa mère doit être qualifiée d'improbable, sans qu'on ait le droit d'aller au-delà de ce terme.

Pour expliquer ce résultat, analysons les éléments de l'expertise. En ce qui concerne les indices, l'enfant n'est que 10 fois sur 34 en concordance avec sa mère. Ce fait, joint à la différence des races, devrait permettre au père de l'enfant de se manifester très nettement. Or, l'homm et l'enfant sont en concordance 13 fois sur 34, mais ce sont tous des indices typologiques. Il apparaît donc que l'homme et l'enfant ont le même type constitutionnel. Ce qui est plus remarquable, c'est que l'homme et la femme sont en concordance dans 17 indices sur 34, s'éloignant de la moyenne de la population. On voit apparaître leurs deux types constitutionnels très proches, malgré l'éloignement des races. Enfin, 11 fois sur 34, l'enfant est en discordance avec les deux adultes.

En ce qui concerne les caractéristiques, l'enfant et la mère sont en concordance 31 fois sur 66, alors que l'homme et l'enfant sont en concordance, contre la mère, 9 fois seulement. De plus, l'enfant est en discordance avec les deux adultes dans 26 caractéristiques sur 66. Les caractéristiques donnant une probabilité de paternité et de non-paternité ne sont pas groupées par organes, mais il est remarquable que pour certaines, importantes, l'enfant s'éloigne des adultes, qui eux sont en concordance (forme des cheveux, morphologie des narines, forme de l'antitragus, par exemple). Enfin, des caractéristiques particulières à ce cas parlent soit en faveur de la paternité, comme la couleur de la peau, olivâtre (indiquant plutôt que l'enfant est d'une race semblable à celle de l'homme), soit en faveur de la non-paternité, comme la morphologie de l'oreille et certains traits morphologiques des yeux.

L'examen des empreintes digitales n'est pas non plus déterminant : il donne une faible probabilité de non-paternité en ce qui concerne la répartition (l'homme : 6 boucles, 4 tourbillons ; la femme : 4 boucles, 6 tourbillons ; l'enfant : 1 boucle, 9 tourbillons).

En résumé, si il y a un certain nombre d'éléments de l'expertise en faveur de la non-paternité, on ne trouve aucun argument décisif (en excluant l'appartenance au même groupe ethnique) en faveur de la paternité. Etant donné que l'enfant ne ressemble pas beaucoup à sa mère, la paternité est improbable.

E — Limites, erreurs théoriques possibles, avantages de la méthode anthropobiométrique.

1. Limites de la méthode.

Les limites de la méthode anthropobiométrique, dépendent en premier lieu de la position des trois sujets, l'une par rapport aux autres. Nous l'avons déjà indiqué, il s'agit surtout des concordances entre la mère et l'enfant. Car si celles-ci sont trop nombreuses, il ne reste au père que peu de possibilités de se manifester avec évidence ; le résultat ne sera en général pas net. Pour obtenir un résultat décisif dans un tel cas, il faudrait que l'homme et la femme soient très souvent en concordance

aussi. En effet, si l'homme, la mère et l'enfant ont la majorité des critères en concordance, la probabilité pourrait être assez grande pour que la paternité soit certaine.

Ou bien aussi, il faudrait que dans presque tous les critères où l'enfant est en discordance avec sa mère, il soit en concordance avec l'homme : dans cette condition, la paternité serait certaine.

Ou encore, il faudrait que dans les critères où l'enfant s'éloigne de sa mère, il s'éloigne aussi de l'homme et, de plus, qu'il ne soit pas dans la moyenne de la population : la probabilité de non-paternité pourraît être assez élevée pour que la paternité soit impossible.

Si l'homme, et surtout l'enfant, ont beaucoup d'indices et de caractéristiques s'éloignant de la moyenne, on obtiendra plus facilement un résultat décisif. C'est là la seconde condition importante dont dépend la méthode anthropobiométrique.

Pour mettre en évidence ces conditions, nous avons choisi dans nos dossiers un cas où, à première vue, une décision nette paraissait facile, mais dont le résultat est resté incertain.

Il s'agit de notre dossier N° XXVIII.

L'homme est Iranien ; il a 26 ans. La mère est Allemande ; elle a 23 ans. L'enfant est une fille de 3 ans 6 mois.

Dans la conclusion de notre rapport, nous relevons : le logarithme de paternité est de 1,95, correspondant à 89,13. Cela donne à cet homme seulement 89 chances contre 1 d'être le père de cet enfant. Ce cas se place donc dans la répion centrale des courbes de répartition où l'on trouve à la fois des pères et des non-pères. Les conditions particulières de cette expertise, analysées ci-dessous, empêchent toute possibilité d'appréciation soit dans un sens, soit dans l'autre.

En ce qui concerne les indices, l'enfant est en concordance 15 fois sur 34 avec sa mère, dont 10 fois à l'opposé de l'homme. L'homme et l'enfant sont en concordance 14 fois sur 34 dont 9 fois en discordance avec la mère. L'homme et la femme sont en concordance seulement 9 fois sur 34. Les indices constitutionnels montrent que l'enfant, bien que ce soit une fille, est éloignée de sa mère au point de vue typologique ; mais elle n'est pas pour autant proche de l'homme examiné. En ce qui concerne la morphologie du crâne, on trouve des concordances entre l'homme et l'enfant. Pour tous les autres groupes de critères morphologiques, les arguments pour et contre sont mélangés. La probabilité, quant aux indices, est plutôt en défaveur de la paternité.

En ce qui concerne les caractéristiques, l'enfant est en concordance avec sa mère 58 fois sur 70, ce qui est un handicap pour le père, qui ne peut plus beaucoup se manifester. Mais 37 fois sur 70 l'homme et la mère sont aussi en concordance et il apparaît qu'ils le sont parce qu'en général ils rejoignent la moyenne de la population. L'enfant n'est en discordance

à la fois avec les deux adultes que dans 7 caractéristiques sur 70. Les caractéristiques anthropobiométriques parlent faiblement en faveur de la paternité.

L'examen des empreintes digitales ne fournit dans ce cas aucune indication utile : la répartition des formes chez les trois personnes examinées est à peu près identique, dans la moyenne de la population.

On a donc :

1) Une enfant qui ressemble beaucoup à sa mère, tout en présentant, bien que ce soit une fille, des indices typologiques très différents ; d'après ceux-ci, son père ne doit pas appartenir au même groupe racial que sa mère,
2) L'homme, d'une race très différente de celle de la mère, ne montre pas de caractéristiques anthropobiométriques s'éloignant beaucoup de la moyenne,
3) Les individus, chacun dans son type, sont proches de la moyenne de la population.

Ces conditions empêchent une détermination poussée de la paternité de l'homme examiné. D'ailleurs, étant donné la position de l'enfant par rapport à sa mère et le manque de critères s'éloignant, chez l'enfant, de la moyenne de la population, il est vraisemblable que le père réel ne pourrait pas avoir une probabilité de paternité suffisante pour être déclaré père certain.

Nous voyons encore une fois qu'un homme et une femme de races très différentes peuvent être anthropobiométriquement assez proches pour qu'on ne puisse pas avoir d'argument décisif quand l'enfant, comme ici, ressemble passablement à sa mère.

2. Erreurs théoriques possibles.

Les erreurs théoriques possibles peuvent être de trois ordres différents :

a) Tout d'abord, il s'agit de coïncidences extraordinaires (au sens littéral du mot) entre l'homme et l'enfant, pour un ou plusieurs des critères employés. Ces coïncidences de nature pathologique ne seraient ni constitutionnelles, ni héréditaires. Mais cela devrait évidemment apparaître à un observateur ayant reçu une formation médicale et anthropobiométrique.

b) Puis viennent tous les cas où sont mis en cause des hommes ayant des liens de parenté étroits. D'emblée nous laissons de côté les jumeaux univitellins très concordants qui, s'ils

ne sont pas des pères impossibles, auront naturellement presque la même probabilité de paternité vis-à-vis d'un enfant et de sa mère. Quand il s'agit de pères et fils, ou de frères, l'erreur est possible si leur ressemblance est très grande et que l'un d'eux seulement apparaît dans l'expertise.

c) Enfin, il faut mentionner les cas exceptionnels de sosies parfaits :

Après une pratique de plusieurs années dans ces recherches en paternité, nous estimons que les erreurs théoriquement possibles ne se rencontrent effectivement pas dans la pratique. Car il nous paraît hautement improbable que les hommes semblables ne soient pas mis en cause : nous pourrions dire d'avance que l'expertise anthropobiométrique est vouée à l'échec. A moins évidemment qu'on ne puisse les déclarer tous deux " pères impossibles ".

Voici un cas tiré de nos dossiers (CXX) qui met bien en évidence combien la probabilité de paternité de deux frères peut être différente.

L'enfant a 3 ans 2 mois au moment de l'expertise ; c'est une fille. Deux frères sont mis en cause : S. a 22 ans, C. a 24 ans.

Le logarithme de non-paternité de S. est de 1,37, correspondant à la probabilité de 95,734 %. Ce résultat ne permet pas d'être affirmatif. La conclusion du rapport juridique dit : " Nous voyons que ce cas se place dans la région centrale des courbes de répartition statistique, puisque le logarithme de non-paternité n'atteint pas la limite de 2,50 qui nous permettrait d'être affirmatif. Anthropobiométriquement parlant, la paternité de S. vis-à-vis de cette enfant et de sa mère doit être qualifiée d'exrêmement improbable, sans qu'on ait le droit d'aller au-delà de ce terme ".

Voici les raisons de cette qualification. Dans les indices anthropobiométriques, l'enfant ne présente que peu de concordances avec sa mère (7 sur 33), ce qui permet au père de se manifester nettement chez son enfant. Or, il n'y a pas ici beaucoup de concordances entre l'homme examiné et l'enfant (10 sur 33) ; les indices ne sont jamais groupés par organe. Par contre, l'enfant se trouve 17 fois sur 33 en discordance avec les deux adultes, dont 12 fois très loin de la moyenne de la population. Les indices anthropobiométriques donnent une forte probabilité de non-paternité.

Par contre, dans les caractéristiques anthropobiométriques, l'enfant se trouve très souvent en concordance avec sa mère (43 sur 65). L'enfant et l'homme examiné se trouvent 33 fois sur 65 en concordance, ces caractéristiques n'étant jamais groupées par organe. D'autre part, quant à ces 33 caractéristiques, l'enfant est 23 fois en concordance aussi avec sa mère, car très souvent l'homme examiné et la mère sont aussi en concordance. L'enfant est 14 fois sur 65 en discordance avec les deux adultes, souvent dans un sens très opposé. Le résultat des caractéristiques

anthropobiométriques est aussi en faveur de la non-paternité, quoique beaucoup moins que les indices, parce que l'enfant ressemble trop à sa mère.

L'examen des empreintes digitales n'apporte pas d'élément intéressant.

Voyons maintenant le rapport d'expertise du frère C. : le logarithme de paternité est de 3,48, ce qui correspond à 3 020 chances contre 1 en faveur de la paternité. Cependant, en anthropobiométrie, une probabilité de paternité de 99,667 % ne permet pas encore d'être absolument affirmatif. La limite de sécurité de 4,8 n'a pas pu être atteinte vraisemblablement parce que l'enfant ressemble trop à sa mère dans les caractéristiques. Nous avons donc conclu que la paternité de C. envers cette enfant et sa mère doit être qualifiée d'extrêmement probable, sans qu'on ait cependant le droit d'aller au-delà de ce terme.

Et voici les raisons de cette qualification. Comme nous l'avons vu précédemment, l'enfant, en ce qui concerne les indices, présente très peu de concordances avec sa mère. Mais dans ce cas, elle en présente beaucoup plus avec l'homme examiné, soit 19 fois sur 33, ce qui est d'autant plus remarquable que l'enfant est une fille. Cependant, 13 fois sur 33, cette enfant est en discordance à la fois avec sa mère et avec l'homme examiné ; pour 5 indices sur ces 13, elle rejoint la moyenne de la population, ce qui amoindrit un peu la valeur de l'indication de non-paternité. Un seul indice donnerait une forte probabilité de non-paternité, c'est celui qui apprécie la hauteur de la face par rapport au diamètre bizygomatique. Groupés par organe, les indices de la face, excepté l'indice que nous venons de citer, parlent en faveur de la paternité ainsi que les indices constitutionnels qui, pour nous, ont une grande importance. En résumé, les indices anthropobiométriques donnent une très forte probabilité de paternité.

En ce qui concerne les caractéristiques anthropobiométriques, nous avons vu que l'enfant présente beaucoup de concordances avec sa mère. Elle en présente aussi passablement avec l'homme examiné ; et si pour 13 caractéristiques elle est en discordance avec les deux adultes, pour 5 d'entre elles elle rejoint la moyenne de la population. Il est remarquable que les caractéristiques parlant contre la paternité ne soient pas groupées par organe et que, individuellement, aucune d'entre elles ne donne une forte probabilité de non-paternité. En résumé, les caractéristiques anthropobiométriques parlent aussi en faveur de la paternité, moins nettement cependant que les indices, puisque l'enfant a trop de concordances avec sa mère.

Si nous confrontons les expertises des deux frères, nous voyons que ce sont les indices anthropobiométriques qui sont surtout déterminants pour la conclusion. Ces indices montrent que les types constitutionnels des deux frères sont nettement différents : ils sont en discordance pour l'indice de la taille, pour l'indice du buste, pour un des indices de largeur des épaules, pour l'indice du périmètre thoracique, pour l'indice du périmètre du cou, pour l'indice céphalique et les indices appréciant la morphologie du crâne, pour l'indice de la face, pour tous les indices concernant la morphologie du nez, pour tous les indices concernant la morphologie de l'oreille, pour l'indice de longueur du

pied, pour tous les indices concernant la morphologie des doigts et de la main. Bien que ces deux frères soient " d'apparence " assez semblables, qu'en les voyant on soit frappé par leur " air de famille ", l'anthropobiométrie peut mettre en évidence des différences très importantes. Et il est intéressant de constater que, bien que l'enfant soit une fille, son type constitutionnel, différent de celui de sa mère, soit en concordance presque parfaite avec celui de l'un des frères et en discordance très marquée avec celui de l'autre.

Si nous confrontons maintenant les caractéristiques anthropobiométriques des deux frères, nous trouvons en gros les mêmes discordances que pour les indices ; ces discordances apparaissent pour les caractéristiques concernant la face, la morphologie des paupières et du lac lacrymal, toutes les caractéristiques essentielles concernant la morphologie du nez, celles qui apprécient la lèvre supérieure et le menton, les caractéristiques essentielles de l'oreille et enfin celles qui apprécient la couleur des cheveux et de l'iris.

Nous estimons que si l'enfant n'avait pas présenté autant de concordances avec sa mère, en ce qui concerne les caractéristiques, il est très vraisemblable que les expertises des deux frères auraient pu être décisives, l'une donnant une paternité certaine et l'autre une paternité impossible. Mais la rigueur scientifique de notre méthode interdit, malgré notre expérience, de considérer ce résultat comme absolument décisif.

3. Avantages de la méthode anthropobiométrique.

La méthode anthropobiométrique a le grand mérite de réunir toutes les observations antérieures de façon à permettre l'appréciation générale. Plus grand est le nombre des cas examinés, mieux on peut vérifier son application. En effet, les données chiffrées forment un tout et, en contrôlant de temps à autre certaines d'entre elles, il est facile de s'assurer de la bonne marche des opérations et de l'exactitude de l'appréciation des critères employés.

Le juge, en comparant les expertises, pourra, sur une base objective, mieux apprécier le travail de son expert et aura certainement plus de facilité pour utiliser ses conclusions.

Quant à l'expert il pourra, dès le début de son activité, donner une conclusion dans les cas nets ; ce n'est qu'après une

certaine expérience qu'il sera capable de donner son appréciation des cas intermédiaires.

Ensuite, il pourra établir ses propres moyennes pour les critères qu'il a choisis et pour les différentes populations, ce qui lui donnera une sécurité encore plus grande.

Après avoir fait une centaine d'expertises, l'expert pourra notamment vérifier ce qui nous paraît le plus important : la limite au-delà de laquelle ne peut se trouver que le père de l'enfant. Avec 100 hommes et 100 couples mère/enfant, il dispose de près de 10 000 cas de non-paternité : aucun ne devra atteindre la limite de la paternité certaine.

Puis l'expert pourra et devra périodiquement vérifier si ses critères de mesures et de caractéristiques anthropobiométriques sont toujours justes. Pour les mesures, il est facile de recalculer la moyenne et l'écart sigmatique, en séparant bien entendu les sexes, les âges et les races. Pour les caractéristiques, la vérification se fait un peu autrement : il faut que leur répartition soit à peu près la même pour les hommes, les femmes et les enfants (voir aussi appendice 5).

Enfin, ne laissant aucune part à l'appréciation subjective, la méthode anthropobiométrique, si elle est appliquée avec exac titude, permet la répétition des expertises soit par des examinateurs différents, soit aussi dans le temps, avec des résultats qui seront toujours dans le même ordre de grandeur.

F — Réponses à quelques questions qui nous ont été posées lors de conférences et d'audiences du Tribunal.

Lors de conférences et d'audiences au Tribunal, les mêmes questions nous ont été posées et les mêmes objections nous ont été faites. C'est pourquoi nous répondrons ici aux plus importantes.

Nous avons remarqué que, pour des auditeurs non avertis, un exposé fragmentaire de la méthode ou de certains éléments isolés d'un cas, est difficile à comprendre. Nous croyons que celui qui s'intéresse à ce problème devrait assister une fois à une expertise complète (prise des mesures, notation des caractéristiques, calculs et établissement des conclusions) pour s'en faire une opinion juste. Il faut avoir pratiqué l'anthropobiométrie pour se rendre compte de sa grande sécurité.

Nous ne réfutons pas en détail les critiques faites aux mesures anthropobiométriques prises au millimètre près et à la notation chiffrée des caractéristiques. Il s'agit là précisément d'une technique de notre " métier " : elle n'est pas très difficile, et tous nos assistants l'appliquent avec suffisamment d'exactitude après une douzaine d'expertises.

Il est d'ailleurs assez rassurant de savoir que ces mesures, indices et caractéristiques, sont si bien définis qu'ils permettent de comparer les travaux faits dans divers pays (A. Marttila (Finlande), F. Twiesselmann (Belgique), J. Heimendinger (Suisse), pour ne citer que les plus récents). De plus, les tables de références sont assez nombreuses pour qu'une erreur apparaisse de suite à celui qui travaille dans ce domaine.

Souvent aussi on s'étonne de nous voir comparer les enfants et les adultes. Il s'agit de nouveau d'un domaine propre à l'anthropobiométrie, d'ailleurs abondamment exploré. L'évolution de la forme humaine pendant toute la vie est bien connue : cette étude s'étend actuellement de l'âge fœtal à la vieillesse.

Cette objection est due à la méconnaissance de notre discipline.

L'étonnement devant la comparaison entre un homme et une femme de races dissemblables nous paraît plus justifié.

Les différences ethniques ne jouent pratiquement pas de rôle dans notre méthode, les mêmes types anthropobiométriques se retrouvant dans toutes les races ; seule varie leur fréquence. F. Keiter l'a fort bien démontré dans ses travaux sur des populations aussi éloignées que les Berbères et les Allemands du Nord.

De plus, on a établi depuis longtemps pour chaque groupe de population les tables de moyennes des différentes mesures et beaucoup d'entre elles sont mises périodiquement à jour.

Les questions concernant l'influence des ascendants nous paraissent des plus intéressantes. Elles mettent bien en évidence cette notion propre à la méthode anthropobiométrique : on ne doit pas faire intervenir les principes de l'hérédité, dont les modèles mathématiques diffèrent essentiellement de ceux qui sont à la base de notre méthode.

Certes, la marque des générations précédentes apparaît dans l'expertise : même dans un cas de paternité très nette, l'enfant aura toujours quelques critères morphologiques qui ne se

retrouvent ni chez son père ni chez sa mère. Mais ils ne seront pas assez nombreux pour intervenir notablement dans le résultat final.

Si l'hérédité est nécessairement présente dans un problème comme la recherche en paternité, on n'en tient pour ainsi dire aucun compte pour le résoudre. En admettant qu'une anomalie héréditaire se retrouve chez un enfant et un homme, il s'agit pour nous, comme l'a dit Keiter, d'un fait biologique précis qui doit s'ajouter à la liste des critères choisis, mais ne saurait à lui seul être déterminant.

Telle est la méthode anthropobiométrique pour la détermination de la paternité. Nous avons été amené à la connaître, puis à la mettre au point selon nos conceptions, parce que l'anthropobiométrie est une discipline médicale relativement peu pratiquée et que peu d'Instituts s'y sont appliqués. Ces expertises, qui ne représentent qu'une petite partie de nos travaux, nous intéressent par les moyennes statistiques qu'elles nous donnent et nous obligent à préciser ; et aussi parce que c'est une bonne " Ecole " pour nos assistants.

Ce n'est pas le but de ce travail d'estimer la valeur d'une telle méthode, de la défendre, ni de la critiquer. Nous sommes d'avis qu'il appartient aux magistrats de décider dans quel cas elle peut leur être utile. Notre rôle est de l'appliquer aussi exactement que possible quand on nous le demande.

CHAPITRE II

DEUX AUTRES METHODES POUR LA RECHERCHE EN PATERNITE

A — L'expertise par la méthode des formules sanguines.

C'est une méthode génétique tenant compte de la transmission de facteurs héréditaires connus. Si l'enfant a un facteur qui n'existe ni chez sa mère, ni chez l'homme examiné, ce dernier ne peut pas être le père. On exclut ainsi une paternité ; mais on ne saurait l'affirmer.

Comme toute science appliquée à l'homme, cette méthode a aussi ses erreurs théoriques possibles. Pour se garder des risques dus aux sérum-test, nos confrères hématologues ont l'habitude de faire les examens "en double" dans deux laboratoires.

Une autre cause d'erreur théorique provient des mutations de gènes. Selon une communication orale du Professeur J. Bernheim, de Genève, "cette possibilité est de l'ordre de 1/50 000 ; elle est si faible que pour le bon exercice de la justice on ne saurait en tenir compte, bien que ce soit une réalité biologique". C'est aussi ce que nous avons entendu lors d'un congrès réunissant à Lausanne, il y a peu d'années, des juristes et des experts.

Il est remarquable que cette erreur qui théoriquement peut entacher la méthode des formules sanguines, soit du même ordre de grandeur que celle de la méthode anthropobiométrique que nous pratiquons.

Depuis quelque temps, différents auteurs, notamment Hummel et Ihm, ont décrit des méthodes pour établir une preuve positive de la paternité. Ils emploient la statistique en partant des formules d'Essen-Möller. Ils utilisent le logarithme des valeurs critiques des facteurs sanguins et obtiennent pour chacun des facteurs la probabilité de paternité.

Nous avons le privilège de connaître les formules sanguines de tous nos cas et nous utilisons volontiers la méthode de Hummel et Ihm ; mais nous ne donnons actuellement à son indication que la valeur d'un critère supplémentaire, à l'égal de tous les autres, car nous avons souvent constaté que les formules de l'homme incriminé et des témoins cités sont semblables.

Il est possible que ces méthodes par les formules sanguines puissent en se développant, aboutir à un résultat décisif dans un grand nombre de cas.

Nous sommes heureux de constater que ces méthodes sont basées sur les mêmes principes statistiques que ceux de la méthode anthropobiométrique.

B — La méthode anthropologique - hérédo-biologique

Cette méthode est basée surtout sur la morphoscopie mettant en évidence les ressemblances et dissemblances de la mère, de l'enfant et de l'homme. Elle est pratiquée surtout dans les pays germaniques où l'anthropobiométrie proprement dite était moins développée jusqu'à ces dernières années.

Pour illustrer simplement la différence entre la méthode anthropologique et la méthode anthropobiométrique, je choisis le cas d'une mère suédoise, grande, blonde, aux yeux bleus et d'un homme suédois, grand, blond, aux yeux bleus ; l'enfant est aussi grand, blond et a les yeux bleus. Pour la méthode anthropologique, ces ressemblances donnent une forte probabilité de paternité. Dans l'expertise anthropobiométrique, comme les 3 personnes considérées sont dans la moyenne d'une population grande, blonde, aux yeux bleus, ces caractéristiques ne donnent qu'une probabilité de paternité minime, n'influençant pratiquement pas le résultat final.

Ni dans nos lectures, ni dans les congrès, nous n'avons trouvé d'indication sur des limites qui permettraient de déclarer une paternité " certaine " ou " impossible ". Est-ce par manque d'information ? Mais de toute façon, comme nous ne pratiquons pas cette méthode, il ne nous appartient pas d'en juger puisqu'on ne saurait critiquer ce qu'on ne connaît pas parfaitement.

Comme nous l'exposerons dans le dernier chapitre, la méthode anthropologique a certainement sa valeur propre et surtout dans certains cas.

CHAPITRE III

DIFFERENCES, INTER-DEPENDANCE ET CHOIX ENTRE LES TROIS METHODES

Les trois méthodes sont donc très différentes. Pour montrer leur intérêt respectif et leurs relations de complémentarité, je choisis une image : la comparaison de trois églises anciennes.

L'expertise des sangs recherchera, sur les blocs de pierres employés, la marque d'un Maître d'œuvre : elle ne réussira que si le Maître d'œuvre a marqué ses pierres.

L'expertise anthropobiométrique relèvera les plans des églises, les proportions des mesures, la courbure des arcs et des ogives : elle ne réussira que si le style n'a pas été trop remanié, permettant de déterminer l'auteur des plans.

L'expertise anthropologique comparera les formes extérieures, l'allure générale et la décoration des bâtiments. Elle ne réussira que si un seul artiste a été chargé de la direction des travaux, y imprimant son génie personnel indépendamment de l'architecture sous-jacente.

C'est ainsi que les trois méthodes nous paraissent non pas contradictoires, mais complémentaires.

Cela nous semble bien acquis en ce qui concerne l'examen des sangs : si ce dernier indique une exclusion, il est rare que l'on aille plus loin et cependant sa marge de sécurité ne dépasse pas beaucoup celle des deux autres méthodes quand elles donnent des résultats certains.

Il sera peut-être encore plus facile de comprendre les relations entre les trois méthodes par quelques exemples typiques.

1. *Notre dossier LVI :*

Nous l'avons exposé en détail dans le chapitre I (p. 25). L'expertise des sangs n'avait pu exclure la paternité ; l'expertise anthropologique avait conclu à une paternité probable mais

non certaine. L'expertise anthropobiométrique a pu décider que la paternité était certaine et voici pourquoi :

L'homme et la mère appartiennent à un même groupe ethnique restreint dans lequel les individus ayant de grandes ressemblances anthropologiques et la même formule sanguine sont nombreux. Les deux autres méthodes employées avaient donc peu de chances de conclure nettement. Mais comme la typologie de l'enfant (une fille) et de sa mère étaient très différentes, le père pouvait se manifester nettement chez son enfant au point de vue anthropobiométrique. De ce fait, la méthode anthropobiométrique avait le plus de chances de décider avec certitude si l'homme était ou non le père.

2. *Notre dossier XXIII :*

Un cas où, malgré la différence des races entre l'homme et la mère, l'expertise des sangs n'a pas pu exclure la paternité. Les parents de l'homme sont iraniens, ceux de la femme sont fribourgeois.

Notre expertise concluait à une probabilité de paternité de 13 contre 1 (logarithme de paternité : 1,12), plaçant ce cas au centre des courbes de répartition des pères et des non-pères. On ne pouvait donc obtenir aucune indication utile. (Voir le dossier XXVIII analysé au chap. I, lettre E, p. 30). Dans de telles circonstances, nous croyons que l'expertise anthropologique aurait eu le plus de chances d'obtenir un résultat décisif.

3. *Notre dossier LXII :*

C'est ce dossier qui nous a donné l'idée d'écrire ces quelques lignes. L'homme et la mère ont des parents originaires de la même région du canton de Vaud. La paternité n'avait pas pu être exclue par l'examen des formules sanguines. Une expertise anthropologique concluait à une paternité très probable sans oser aller jusqu'à la certitude. L'expertise anthropobiométrique a permis d'affirmer la paternité impossible.

Nous avons là un très bon exemple pour montrer que si l'une des méthodes est absolument affirmative, l'autre, bien que concluant dans l'autre sens, ne va pas jusqu'à la certitude. A notre avis, de tels résultats ne sont pas contradictoires. Ici, l'expertise anthropobiométrique a pu exclure l'homme comme

père à cause des rapports particuliers entre les constitutions des trois personnes, et spécialement entre celles de l'homme et de la femme, très proches.

Il y avait un écueil pour la méthode anthropologique qui cherche à grouper les sujets plutôt qu'à les individualiser : elle est gênée dans le cas de personnes appartenant à un même groupe de population, dans lequel les ressemblances anthropologiques sont nombreuses. De ce fait, la méthode anthropologique a de la peine à être absolument affirmative.

Le cas contraire aurait pu se produire : il se serait agit d'un homme et d'une femme appartenant à des populations très différentes, comme dans le cas précédent (dossier XXIII). Suivant les types constitutionnels déterminés, l'expertise anthropobiométrique aurait pu conclure à une paternité très probable, mais non certaine, et l'expertise anthropologique à une paternité certainement impossible. Nous aurions dit alors que l'expertise anthropologique était la mieux adaptée au cas, puisque la seule capable de donner un résultat certain.

4. *Notre dossier XCIX :*

Voici pour terminer un cas qui met bien en évidence la relation de complémentarité de l'expertise par les formules sanguines et de l'expertise anthropobiométrique. Il a d'ailleurs fait l'objet d'un travail sur la détermination des types constitutionnels chez les enfants.

Il s'agit de jumeaux bivitellins, de sexes différents. L'examen des sangs avait exclu l'homme comme père pour la fille mais non pour le garçon. Comme la question de surfécondation était posée, on nous a demandé une expertise anthropobiométrique. Nous avons pu déclarer que l'homme était un père impossible pour le garçon avec une probabilité de non-paternité dépassant largement la limite de 2,5 ; tandis que pour la fille qui, à l'opposé du garçon, avait avec sa mère des indices et des caractéristiques très concordants, nous n'avons pu conclure qu'à une paternité improbable.

Nous croyons qu'il faut toujours demander en premier l'expertise des sangs, car elle peut être faite très tôt, et " l'examen " proprement dit des trois personnes est le plus simple.

Puis, si la paternité n'est pas exclue, il faut choisir une des deux autres méthodes suivant les conditions particulières du cas, telles que nous venons de les exposer ci-dessus. Enfin, si cette deuxième expertise ne donne pas encore un résutat absolument décisif, on pourra s'adresser à la troisième méthode.

Quand une expertise aboutit à un résultat incertain (même extrêmement improbable ou extrêmement probable), sa valeur n'est que relative. Cela indique qu'elle n'est pas parfaitement adaptée aux conditions du cas envisagé.

Par contre, si l'une des trois expertises aboutit à un résultat décisif, il nous semble inutile de demander les autres, car elles ne pourraient que confirmer ce résutat ou en apporter un différent, mais cependant non absolu. Au fond, seuls les résultats absolument certains devraient être tenus pour une expertise concluante.

CHAPITRE IV

CONCLUSION

La méthode anthropobiométrique de recherche en paternité est basée sur les lois de la statistique bio-mathématique. Elle permet d'estimer la probabilité de paternité ou de non-paternité d'un homme par rapport à un couple mère-enfant

Il faut employer au moins une centaine de mesures et de caractéristiques anthropobiométriques. Chacun de ces critères doit faire l'objet d'une répartition en classes statistiques (nous avons montré dans les appendices comment apprécier la valeur d'un critère).

On obtient ainsi un " portrait chiffré " des personnes examinées. C'est pourquoi nous estimons que cette méthode est très objective.

Le résultat final indique la probabilité de paternité ou de non-paternité qui, placée sur une courbe de répartition statistique, donne la conclusion de l'expertise.

Les avantages et les limites de la méthode anthropobiométrique ont été exposés en détail et nous avons enfin déterminé sa position par rapport aux autres méthodes de recherche en paternité .

APPENDICE I

La répartition normale

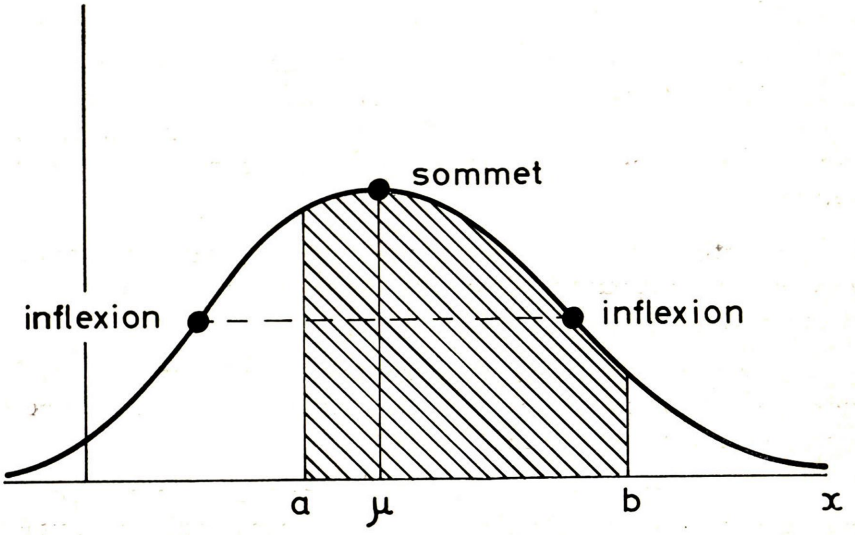
On dit qu'une grandeur mesurable continue x est répartie normalement (ou selon la répartition de GAUSS-LAPLACE) pour dire que la probabilité

$$\text{Prob } (a < x < b)$$

d'obtenir une valeur x située entre les limites a et b égale l'aire comprise entre la courbe représentative de la fonction

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \; e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2}$$

(appelée densité de probabilité normale) l'axe des abscisses et les deux parallèles à l'axe des ordonnées passant par a et b (cf. figure ci-contre, région hâchurée).



Cette densité dépend de deux paramètres μ et σ ; π et e sont des nombres constants ($\pi \cong 3{,}14159$; $e \cong 2{,}71828$). Elle a pour représentation géométrique une courbe continue symétrique en forme de cloche quelles que soient les valeurs de μ et σ.

Le paramètre μ fixe le centre de la répartition ; il peut être soit positif, soit négatif, soit nul. Lorsque μ croît (resp. décroît), la courbe glisse de gauche à droite (resp. de droite à gauche) le long de l'axe des abscisses en conservant sa forme et ses dimensions (cf. figure 1).

Le paramètre σ, qui est toujours positif, fixe l'étalement de la courbe : plus il est grand (resp. petit), plus la cloche s'aplatit et s'élargit à la base (resp. se rétrécit en s'élevant au centre) tout en conservant sa forme de cloche symétrique (cf. figure 2).

L'analyse mathématique montre, en effet, que le sommet de la courbe a

pour abscisse μ (indépendante de σ),

pour ordonnée $\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}}$ (indépendante de μ),

tandis que les points d'inflexion ou points de pente maximum ont

pour abscisse $\mu - \sigma$ (à gauche), $^1\sigma \sqrt{2\pi e}$ (à droite),

pour ordonnée $\mu + \sigma$ (à gauche), $^1/\sigma \sqrt{2\pi e}$ (à droite).

On peut donc interpréter μ comme mesure du centre de la répartition des valeurs x, et σ comme une mesure de la dispersion de ces valeurs.

A noter que chacun de ces deux paramètres μ et σ intervient de façon tout à fait autonome ; il n'existe aucune relation de dépendance entre eux.

Le calcul des probabilités permet enfin d'affirmer que la variable z définie par l'égalité

$$z = (x - \mu) / \sigma$$

est elle-même répartie normalement avec paramètre central 0 et paramètre de dispersion 1 (" répartition normale réduite "), pourvu que la variable x, à l'origine, soit répartie normalement avec paramètres μ et σ.

On peut, en outre, démontrer que, dans ces conditions, la probabilité

Prob $(a < x < b)$ en termes de la variable x, est égale à la probabilité

Prob $\left(\frac{a-\mu}{\sigma} < z < \frac{b-\mu}{\sigma}\right)$ en termes de la variable réduite z.

Il existe de nombreuses tables indiquant les probabilités relatives à cette variable normale réduite z, ce qui simplifie grandement le calcul de telles probabilités.

En particulier, ces tables montrent que la majeure partie de la répartition d'une variable normale (précisément 99,87 %), est située entre les limites $\mu - 3\sigma$, $\mu + 3\sigma$, pour une variable normale x, entre les limites -3 et $+3$ pour la variable réduite correspondante. C'est une autre façon d'expliquer le rôle joué par les deux paramètres μ (centre de la répartition), et σ (dispersion) de la répartition.

Appendice 1

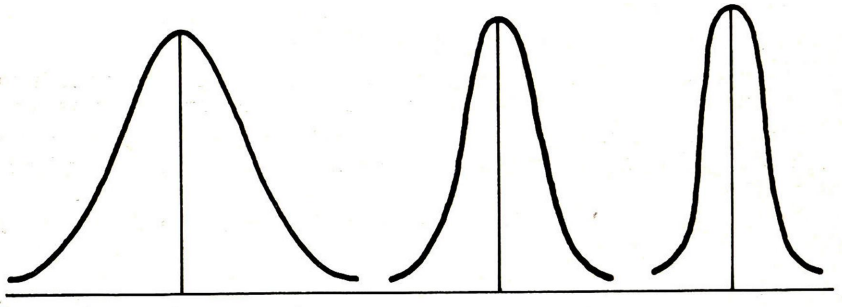


Figure 1

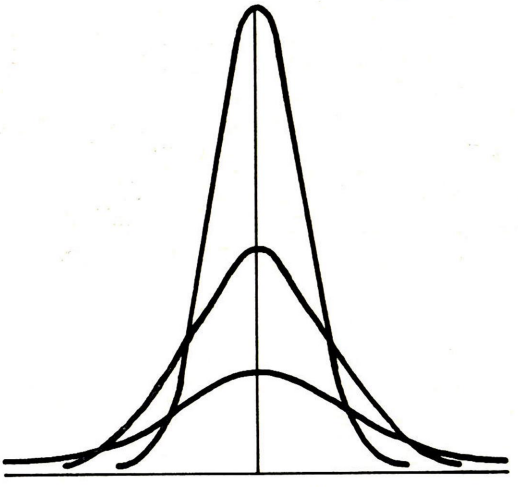


Figure 2

APPENDICE 2

Illustration numérique du calcul des limites de classification

Cf. page 51, appendice 3

Dans cette illustration, on a choisi pour exemple l'indice cormique (rapport de la taille assise à la taille debout) chez les hommes adultes, en admettant que cet indice se comporte comme une variable x normalement répartie selon la densité de probabilité

$$\frac{1}{1.30\sqrt{2\pi}}\, e^{-(x-52{,}25)^2/2-1{,}30^2}$$

autrement dit,

$\mu = 52{,}25$ (centre de la répartition),

$\sigma = 1{,}30$ (dispersion des indices).

Les limites des classes sont déterminées par la progression

$\mu - 2\frac{1}{2}\,\sigma,\ \mu - 1\frac{1}{2}\,\sigma,\ \mu - \frac{1}{2}\,\sigma,\ \mu + \frac{1}{2}\,\sigma,\ \mu + 1\frac{1}{2}\,\sigma,\ \mu + 2\frac{1}{2}\,\sigma$

en termes de la variable x, par la progression

$$-2\frac{1}{2},\ -1\frac{1}{2},\ -\frac{1}{2},\ +\frac{1}{2},\ +1\frac{1}{2},\ +2\frac{1}{2}$$

en termes de la variable réduite z,

$$z = (x-\mu)/\sigma \quad \text{(cf. Appendice 1).}$$

Le tableau ci-dessous présente une vue d'ensemble de cette classification basée quant aux probabilités (colonne à l'extrême droite) sur des tables de la répartition normale réduite figurant dans la plupart des manuels de méthodologie statistique ; cf. par exemple PEPE & TISSERAND-PERRIER, " Méthodes statistiques dans les sciences humaines ", pages 335 et seq.

En remplaçant, dans la progression ci-dessus, μ et σ par 52,25 et 1,30 respectivement, on obtient les limites apparaissant dans la deuxième colonne du tableau ci-dessous.

Classe	Variable x		Variable z		Probabilité associée à la classe (en %)
	Limite inférieure	Limite (1) supérieure	Limite inférieure	Limite supérieure	
- 3	...(2)	49,00	-∞(4)	- 2,5	0,62
- 2	49,00	50,30	- 2,5	- 1,5	6,06
- 1	50,30	51,60	- 1,5	- 0,5	24,17
0	51,60	52,90	- 0,5	+ 0,5	38,30
+ 1	52,90	54,20	+ 0,5	+ 1,5	24,17
+ 2	54,20	55,50	+ 1,5	+ 2,5	6,06
+ 3	55,50	...(3)	+ 2,5	+ ∞	0,62

(1) Pour éviter les indéterminations lors de la classification, on s'en tiendra dans la pratique aux limites supérieures suivantes : 48,99 (classe — 3) ; 50,29 (classe — 2) ; 51,59 (classe — 1), etc... On convient d'inclure ces limites dans la classe en question. Voir appendice 3.

(2) Tout sujet ayant un indice cormique ne dépassant pas 48,99 recevra la note — 3 pour cette mesure. Il s'agit alors toujours d'un cas pathologique.

(3) Tout sujet ayant un indice cormique dépassant 55,50 recevra la note + 3 pour cette mesure. Il s'agit alors toujours d'un cas pathologique.

(4) Ces limites $-\infty$ et $+\infty$ sont des limites théoriques qu'on n'atteindra évidemment jamais dans la pratique ; elles figurent néanmoins dans le tableau ci-dessus pour que les probabilités de la dernière colonne donnent 100 % au total exactement.

Exemples numériques

	Indice observé	Note attribuée	Justification
(a)	51,5	— 1	51,5 se situe entre 50,30 et 51,59.
(b)	51,6	0	51,6 est la limite inférieure de la classe 0, limite incluse dans cette classe.
(c)	48,5	— 3	48,5 est en deçà de la limite 48,99 (cf. remarque 2 à la suite du tableau).
(d)	55,6	+ 3	55,6 est au-delà de la limite 55,50 (cf. remarque 3 à la suite du tableau).

Appendice 3

INDICE CORMIQUE

rapport : $\frac{\text{taille assise}}{\text{taille debout}}$

Indice ♂ ($\sigma = 1{,}30$)

- 2	- 1	0	+ 1	+ 2
49,00 - 50,29	50,30 - 51,59	51,60 - 52,89	52,90 - 54,19	54,20 - 55,49

Indice ♀ ($\sigma = 1{,}30$)

- 2	- 1	0	+ 1	+ 2
49,90 - 51,19	51,20 - 52,49	52,50 - 53,69	53,70 - 54,99	55,00 - 56,29

Indice Enfants ♂ et ♀ à l'âge de 3 ans 6 mois ($\sigma = 1{,}30$)

- 2	- 1	0	+ 1	+ 2
54,90 - 56,19	56,20 - 57,49	57,50 - 58,69	56,70 - 59,99	60,00 - 61,29

APPENDICE 4

Liste des mesures anthropobiométriques et des caractéristiques anthropobiométriques que nous utilisons actuellement

Cette liste ne doit pas être tenue comme définitive. C'est un exemple des catégories de mesures et de caractéristiques que l'on peut employer. Chaque expert doit choisir ses critères lui-même ; il peut en chercher des nouveaux et les apprécier selon la méthode que nous avons décrite (voir appendice 5). Il peut aussi choisir parmi ceux qui sont déjà employés et qui ont été déterminés par d'autres auteurs, à la seule condition de vérifier si, dans la population où il travaille, les notes de classes du critère ne doivent pas être modifiées ; il s'agit simplement de refaire la première opération décrite dans l'appendice 5.

Nous-mêmes sommes amenés à modifier cette liste en cherchant des critères dont la valeur critique est encore meilleure ou aussi en l'adaptant à des cas particuliers.

Mesures anthropobiométriques :

Poids
Taille
Taille assise
Largeur bi-acromiale
Largeur bi-crête
Périmètre thoracique sus-mammaire au repos.
Périmètre du cou
Longueur maximum de la tête
Largeur maximum de la tête
Hauteur de la tête
Largeur frontale minimum
Largeur bizygomatique
Largeur bigoniaque
Largeur bi-oculaire interne
Largeur bi-oculaire externe
Hauteur de la face
Hauteur du front
Largeur du nez
Hauteur du nez
Largeur de la racine du nez
Largeur de la pointe du nez
Saillie du nez
Largeur de la bouche
Hauteur des lèvres
Hauteur du pavillon de l'oreille
Largeur du pavillon de l'oreille
Hauteur de l'insertion de l'oreille
Hauteur du lobule de l'oreille
Longueur du pied
Largeur du pied
Longueur de l'orteil III
Longueur de la main
Largeur de la main
Diamètre bi-styloïdien
Longueur des doigts I à V
Périmètre minimum de l'avant-bras

Caractéristiques anthropobiométriques :

Ligne générale de la silhouette
Importance du système osseux et musculaire
Type constitutionnel
Longueur du cou
Hauteur de la voûte plantaire
Longueurs comparées des orteils I et II
Largeur du premier espace inter-digital du pied
Longueurs comparées des doigts II et IV (aux deux mains)
Ligne d'implantation frontale des cheveux
Bosses frontales

Largeur de la région malaire (zygomatique) de face
Relief zygomatique et malaire, vue inférieure
Relief zygomatique en vue de 3/4
Direction vers le bas des lignes latérales de la face
Portion de la face au-dessous de l'angle mandibulaire
Fossette du menton
Forme du menton
Hauteur du menton
Distance pupille-sourcil de profil
Paupière supérieure libre ou recouverte
Rembourrage de la paupière supérieure
Délimitation de la paupière inférieure
Forme de la fente palpébrale
Inclinaison de l'axe de la fente palpébrale
Position de l'œil dans l'orbite de profil
Dépression de la racine du nez
Forme du dos du nez de profil
Longueur du dos du nez
Portion du nez en avant de la lèvre supérieure
Courbures des ailes du nez
Aspect de la pointe du nez
Largeur des orifices des narines
Epaisseur de la cloison internarinaire
Emplacement de l'endroit le plus étroit de la cloison internarinaire
Direction des orifices des narines
Délimitation narines-joues
Bourrelet entre narine et lèvre supérieure
Sillon de l'arête inférieure de la cloison nasale
Visibilité de la face muqueuse des ailes du nez
Epaisseur des ailes du nez
Profondeur du sillon vertical de la lèvre supérieure
Largeur du sillon vertical de la lèvre supérieure
Dimension de la portion cutanée de la lèvre supérieure
Forme et importance de la portion muqueuse visible de la lèvre supérieure
Dimension de la portion cutanée de la lèvre inférieure
Importance de la portion visible de la face muqueuse de la lèvre supérieure
Eversion de la lèvre inférieure
Ligne menton-cou de profil
Ligne nasion-menton de profil
Dépression lèvre inférieure-menton
Sillon lèvre inférieure-menton
Grandeur du pavillon de l'oreille par rapport à la tête de profil
Forme du lobule de l'oreille et raccord avec la joue
Saillie de l'antitragus
Largeur de l'incisure intertragiale
Ligne antitragus-anthélix
Hauteur du diamètre maximum de la conque
Hauteur de l'anthélix vue de face
Eversion de l'antitragus
Raccord lobule-hélix
Décollement du pavillon de l'oreille vue postérieure
Implantation des oreilles vue de face
Longueur de l'anthélix
Epaisseur de l'anthélix
Piliers de l'anthélix et fossette triangulaire
Enroulement de l'hélix
Tuberculum supratragicum
Forme de la conque
Couleur des cheveux
Couleur de la peau
Couleur de l'iris
Forme des cheveux
Formes et répartition des empreintes digitales.

Nous notons surtout les trois catégories de formes, boucles, arcs et tourbillons en précisant leurs caractéristiques spéciales éventuelles. Puis nous considérons les proportions des différentes formes. Nous nous limitons aux empreintes digitales des dix doigts des mains.

Boucle

Arc

Tourbillon

APPENDICE 5

Détermination de la valeur d'un critère pour la recherche en paternité et calcul de la probabilité de paternité et de non-paternité

Chaque critère doit être interprété de la manière suivante :

Prenons comme exemple une caractéristique peu compliquée : le raccord entre le lobule de l'oreille et l'hélix. Il peut être (A) concave, (B) droit ou (C) convexe (cf. fig. 1).

Première opération : établir la fréquence des différentes formes dans une " population ".

Il faut avoir plus de 100 observations. En prenant 130 expertises, nous trouvons :

	Concave	Droit	Convexe
♂	37 %	45 %	18 %
Enfant ♂	31 %	49 %	20 %
Enfant ♀	33 %	46 %	21 %
♀	38 %	46 %	17 %

Pour qu'un critère soit utile dans la recherche en paternité, il doit remplir deux conditions :

1. La fréquence des différentes formes doit être à peu près égale pour les deux sexes. C'est bien le cas pour l'exemple choisi.
2. La fréquence des différentes formes doit être à peu près égale chez les adultes et les enfants à partir de 3 ans 6 mois. Et c'est aussi le cas dans l'exemple choisi.

Puisque ces deux conditions sont remplies, cette caractéristique pourraît être utile dans la recherche en paternité. Il faut alors donner une note à chaque forme, la note zéro étant attribuée à la forme de fréquence maximum.

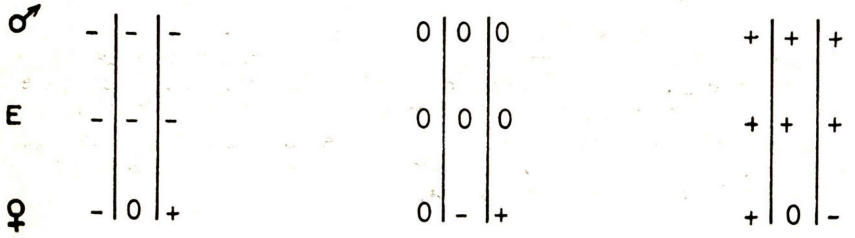
Nous avons donc pour l'exemple choisi :

Raccord concave = classe — 1
Raccord droit = classe 0
Raccord convexe = classe + 1

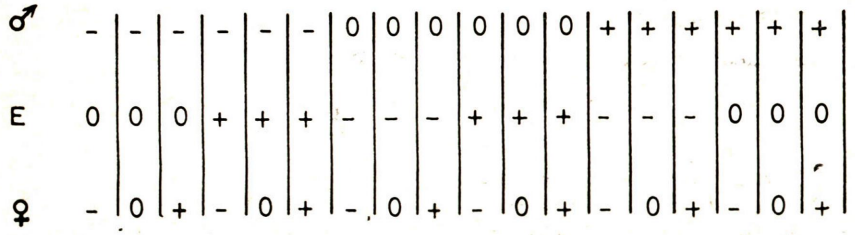
Deuxième opération : calcul de la probabilité globale de paternité d'un critère.

Les combinaisons possibles du trio homme, enfant et sa mère, suivant les notes de classes — 1, 0, + 1, sont au nombre de 27.

Soit 9 combinaisons, ci-dessous, donnant une probabilité de paternité.



Et 18 combinaisons, ci-dessous, ne donnant pas une probabilité de paternité.



Pour une centaine de cas de paternité certaine, on cherche le nombre de combinaisons en faveur de la paternité et le nombre des combinaisons en faveur de la non-paternité.

Pour le critère choisi comme exemple, 67 % des cas de paternité certaine montrent une combinaison en faveur de la paternité et 33 % de ces cas de paternité certaine montrent une combinaison parlant contre la paternité. La probabilité globale de paternité de ce critère est donc de 67 contre 33, soit 2 : 1.

Pour être utile dans la recherche en paternité, selon la méthode exposée ici, un critère doit avoir, selon nous, une probabilité globale de paternité d'au moins 1,66 : 1. La plupart de ceux que nous avons choisis

ont une probabilité globale comprise entre 1,7 : 1 et 1,9 : 1. Il est rare d'en trouver qui dépassent 2 : 1.

Plus la probabilité globale de paternité d'un critère sera faible, moins il aura d'utilité dans la méthode statistique ; et à sa valeur la plus basse, 1 : 1, il ne fournit plus aucune indication utile.

La probabilité globale de non-paternité est plus facile à obtenir car, avec une trentaine d'expertises, on dispose de 900 cas de paternité impossible.

Puisque cette méthode se propose de déterminer non seulement des paternités certaines, mais aussi des paternités impossibles, il est bon à notre avis que la probabilité globale de non-paternité d'un critère soit à peu près la même que la probabilité globale de paternité.

Pour l'exemple choisi, sur 900 cas de paternité impossible, 578 ont une combinaison du trio donnant une probabilité de non-paternité et 322 une combinaison donnant une probabilité de paternité. La probabilité globale de non-paternité est donc de 1,8 : 1.

Troisième opération :

Les deux premières opérations ayant montré que le critère choisi est utile pour la recherche en paternité, il faut maintenant calculer la probabilité de paternité de chacune des combinaisons du trio homme, enfant et sa mère. Cette probabilité est représentée par la valeur critique (vc).

La valeur critique est le quotient obtenu en divisant la fréquence (x) de la combinaison dans les cas de paternité certaine par la fréquence (y) de la combinaison dans les cas de paternité impossible.

$$vc = \frac{x}{y}$$

Dans l'exemple choisi, on trouve la combinaison homme +, enfant +, mère —, dans 33,5 % des cas de paternité certaine et dans 18 % des cas de paternité impossible.

La valeur critique de cette combinaison est donc :

$$vc = \frac{33,5}{18} = 1,86$$

Le logarithme de 1,86 est 0,27 (0,2695).

La combinaison homme —, enfant +, mère — se trouve dans 17,5 % des cas de paternité certaine et 37 % des cas de paternité impossible.

La valeur critique de cette combinaison est donc :

$$vc = \frac{17,5}{37} = 0,473$$

Le logarithme de 0,473 est — 1,675.

Pour éviter des erreurs de calcul, nous préférons transformer les logarithmes de paternité négatifs en logarithmes de non-paternité. Nous dirons donc que cette combinaison du trio a un logarithme de non-paternité de 0,325.

On détermine ainsi la probabilité de paternité ou de non-paternité de chacune des combinaisons du trio.

L'expérience nous a montré que, si les probabilités globales de paternité des critères restent dans les limites que nous avons indiquées (1,66 : 1 à 1,9 : 1), les probabilités des combinaisons du trio sont à peu de chose près les mêmes pour tous les critères. Et les petites différences, sur un total de plus de 100 critères, se compensent. On a ainsi le droit d'établir une table de références générale, ce qui rend beaucoup plus rapide le calcul du logarithme final d'une expertise.

En somme, c'est assez simple ; mais pour celui qui voudra établir lui-même les probabilités de paternité et de non-paternité de ses critères, il faut un travail long et minutieux.

Cependant, il y a actuellement assez de chercheurs qui travaillent dans la même direction que nous (A. Marttila en Finlande pour citer un des plus récents) pour que certaines données puissent être reprises avec sécurité.

Appendice 5

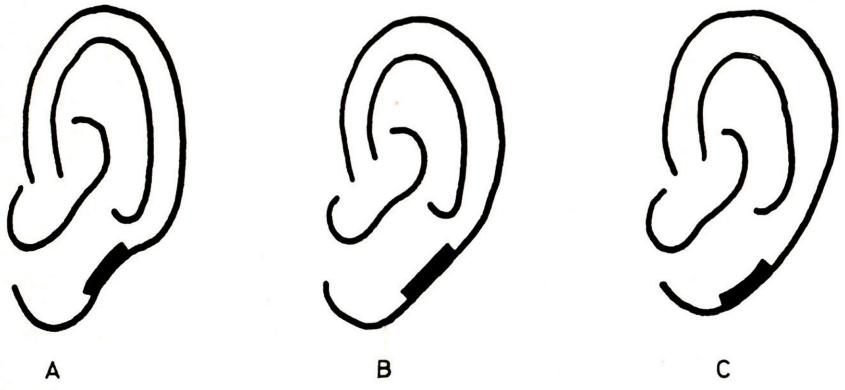


Figure 1

BIBLIOGRAPHIE

1. ALBONICO R. — Mensch, Menschen, Typen. *Wiss. Schr. Reihe Eidg. Turnu. Sportsch.*, N° *1*, Verl. Birkhäuser, Basel, 1970.
2. BAUERMEISTER W. — Untersuchungen über die Vererbung einiger metrischer Merkmale des Kopfes. *Homo, 6*, p. 31-36, 1955.
3. BAUERMEISTER W. — Biometrische Methoden der Vaterschaftsdiagnose. *Acta genet.* 6 p. 596-598, Basel, 1957.
4. BAUMANN G. et BAUMANN J.-A. — La recherche en paternité par la méthode anthropobiométrique (méthode de Keiter). *Revue internationale de Criminologie et de Police technique*, Vol. *18*, N° 3, 1964.
5. BAUMANN G. et BOHNY U. — A propos d'une recherche en paternité chez des jumeaux bivitellins par l'anthropobiométrie et la typologie constitutionnelle. *Médecine et Hygiène*, XXV[e] année, N° *798*, p. 1093, 1967.
6. BAUMANN J.-A. — Anatomie constitutionnelle. Ed. G. Doin, p. 67, Paris, 1955.
7. BAUMANN J.-A. et JEANNERET O. — Sur les notions de quantité et de qualité dans le diagnostic de certains types constitutionnels chez l'homme. *Bull. Acad. Suisse des sciences médicales*, Vol. 7, Fasc. 3/4, p. 334-342, 1951.
8. BECKER P. E. — Humangenetik. Georg Thieme Verl., Stuttgart, 1968.
9. BEITZKE G., HOSEMANN H., DAHR P. und SCHADE H. — Vaterschaftsgutachten für die gerichtliche Praxis. Verlag Otto Schwartz & Co, Göttingen, 1956.
10. BIEDERMANN E. — Körperform und Leistung sechzehnjähriger Lehringe und Mittelschüler von Zürich. Archiv der Julius Klaus-Stiftung für Vererbungsforschung, Sozialanthropologie und Rassenhygiene, Band VII, Heft 3/4, Zürich, 1932.
11. BOULANGER J. J. et TISSERAND M. — Précision des mesures en Biométrie et en Biotypologie. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, p. 1214, 25[e] année, N° 28, 1949.
12. BÜTLER R., HASSIG A. und HESS M. — Die Anwendbarkeit von Serumgruppen in Vaterschaftsgutachten. *Praxis*, N° *33*, p. 832-841, 1961.
13. CASTALDI L. — Accrescimento corporeo e costituzioni dell'uomo. Ditta Editrice Luigi Niccolai, Firenze, 1928.
14. CHIPPAUX C. — Eléments d'anthropologie. Ecole d'Application du Service de Santé des Troupes Coloniales. Marseille, 1949.
15. COLLARD P. et DODINVAL P. — Une nouvelle méthode pour prendre des empreintes digitales et palmaires. *Génétique humaine*, Vol. *15*, N° 1/2, p. 21-26, 1966.

16. CURTIUS F. — Klinische Konstitutionslehre. Springer Verl. Berlin Göttingen, Heidelberg, 1954.

17. DIEULAFÉ L. et DIEULAFÉ R. — L'enfant. Morphologie, évolution anatomie médico-chirurgicale. Ed. J.-B. Baillère et Fils. Paris, 1933.

18. ESSEN-MÖLLER E. — Wie kann die Beweiskraft der Aehnlichkeit im Vaterschaftsnachweis in Zahlen gefasst werden. *Verl. Dtsch. Ges.* Rassenforschung, *9*, 76 (1938).

19. ESSEN-MÖLLER E. — Die Beweiskraft der Aehnlichkeit im Vaterschaftsnachweis. Theoretische Grundlagen. *Mitt. Anthrop. Ges.* (Wien), *68*, 9 (1938).

20. FIEDLER H., HOPPE H. H. und PETTENKOFER H. J. — Ein neuer Weg zum "positiven Vaterschaftsbeweis" über die statistische Auswertung serologischer Befunde. *Bundesgesundheitsblatt, 11*, N° 9/10, mai 1968.

21. FISCHER E. — Die Rehobother Bastards. G. Fischer, Jena, 1913.

22. FRANÇOIS J., MATTON-VAN-LEUVEN M., DEBIE S. — Les dermatoglyphes normaux et pathologiques. *J. Génétique humaine*, Vol. *15*, N° 1/2, p. 37-62, 1966.

23. GODIN P. — La croissance des diverses parties du corps. Ed. A. Legrand, Paris, 1935.

24. GRÜTZNER G. — Körperwachstum und Körperproportionen von 15-19 jahriger Schweizerinnen. Archiv der Julius Klaus-Stiftung für Vererbungsforschung, Sozialanthropologie und Rassenhygiene, Band III, Heft 1/2, Zürich, 1927.

25. HAGEN W. — Wachstum und Entwicklung von Schulkindern. *Dtsch-med. Wschr., 91*, Jg., N° 34, 1966.

26. HAGEN W. et THOMAE H. — Die Dynamik des Wachstums. Johann Ambrosius Barth, München, 1963.

27. HAGEN W. et PASCHLAU G. — Wachstum und Gestalt. Georg Thieme Verl., Stuttgart, 1961.

28. HEIMENDINGER J. — Die Ergebnisse von Köpermessungen an 5000 Basler Kindern von 2-18 Jahren. Schwabe und Co. Verl., Basel, Stuttgart, 1964.

29. HOLT S. B. — The Genetics of Dermal Ridges. Charles C. Thomas Publ., Illinois, U.S.A., 1968.

30. HUMMEL K. — Die medizinische Vaterschaftsbegutachtung mit biostatistischem Beweis. Gustav Fischer Verl., Stuttgart, 1961.

31. JEANNERET O. — Essais d'analyse de types constitutionnels dits "sous-mesoblastiques" chez l'homme adulte. Rapport avec l'habitus asthénique (B. Stiller). *Thèse de doctorat*, Institut d'Anatomie de Genève, 1961.

32. JOHNSON P. — Family Variation of Finger Print Patterntypes. *American J. of Phys. Anthrop.*, Vol. *33*, N° 1, p. 134, July 1970.

33. KADANOFF D. et BOEV P. — Untersuchungen über Körperproportionen bei Zwillingspaaren. *Homo, 13*, N° 4, 1962.

34. KEITER F. — Ueber gerichtliche Anwendung der Anthropologie. *Hamburger Aerzteblatt*, Heft 10, 1949.

35. KEITER F. — Vaterschaftsgutachten mit "Bilanzierungsrechnung". *Neue juristische Wochenschrift,* Heft B, 1953.

36. KEITER F. — Gesetzmässigkeiten Polygener Erbmerkmale. *Zeitschr. für Morphologie und Anthropologie,* Band LXVI, Heft 2, 1954.

37. KEITER F. — Der Beweiswert Komplexer Aehnlichkeiten im anthropologisch-erbbiologischen Abstammungsnachweis. *Homo.,* Band V, Heft 1, 1956.

38. KEITER F. — Anthropobiometrische Konstitutionsprognose vom Kind zun Erwachsenen. *Med. Wochenschrift,* Heft 20, 1951.

39. KEITER F. — Morphologie und Vaterschaft. *Deut. Med. Wochenschrift,* Heft. 28, 1964.

40. KHERUMIAN R. — Génétique et anthropologie des groupes sanguins. Ed. Vigot frères, Paris, 1951.

41. KORN W. — Beiträge zur Anthropologie. Verl. für Kunst und Wissenschaft, Heft 2, Baden-Baden, 1953.

42. KRANZ H. — Lebensschicksale Krimineller Zwillinge. Springer Verl., Berlin, 1936.

43. KRETSCHMER E. — Körperbau und Charakter. Springer. Verl., Berlin, 1955.

44. LALIVE P. — La révision du droit de la filiation illégitime. *Soc. Suisse Juristes,* N° *4,* Verl. Helbing u. Lichtenhahn, Basel, 1965.

45. LAMOTTE M. — Initiation aux méthodes statistiques en biologie. Masson et Cie, Paris, 1962.

46. LINDEGARD B. : Variations in human body-build. Ejnar Munksgaard, Copenhagen, 1953.

47. LOTZE R. — Zwillinge. Hohenloesche Buchhandlung Ferd. Rau, Oehringen, 1937.

48. MAC-AULIFFE L. — La vie humaine. 2. Développement - croissance. Librairie scientifique, Ed. A. Legrand, Paris, 1923.

49. MALÉCOT G. — Probabilités et hérédité. Cahier *47. Travaux et documents,* Presses universitaires de France, Paris, 1966.

50. MARANON G. — El crecimiento y sus trastornos. Espasa. Calpe., Madrid, 1953.

51. MARTIN R. — Lehrbuch der Anthropologie. Verl., Gustav Fischer, Stuttgart, 1957.

52. MARTINET A. — Eléments de biométrie. Masson et Cie, Paris, 1921.

53. MARTIUS Fr. — Konstitution und Vererbung in ihren Beziehungen zur Pathologie. Verl., Springer, Berlin, 1914.

54. MARTTILA A. — Ueber einige anthropologische Merkmale und über die sog. Summenmethode bei Vaterschaftsbestimmungen in einem Material von finnischen Familien. *An. Acad. Scient. Fennicae, V Medica,* N° 145, mai 1970.

55. MEIROWSKI E. und LEVEN. — Zwillingsbiologische Untersuchungen. Arch. Rassen-u. Gesellschafitbiol., 18, 1926.

56. MONTANDON G. — La race, les races. Payot, Paris, 1933.

57. OKROS S. — The heredity of papillary patterns. Ed. Akadémiaikiado, Budapest, 1965.

58. OLIVIER G. — Pratique anthropologique. Ed. Vigot frères, Paris, 1960.

59. OLIVIER G. — Anatomie Anthropologique. Ed. Vigot Frères, Paris, 1965.

60. OSBORNE R. and De GEORGE F. — Genetic basis of morphological variation. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 1959.

61. PENDE N. — Trattato di biotipologia umana. Ed. F. Vallardi, Milano, 1939.

62. PEPE P. et TISSERAND-PERRIER M. — Méthodes statistiques dans les sciences humaines. Masson et Cie, Paris, 1962.

63. PETER K., WETZEL G. und HEIDERICH F. — Handbuch der Anatomie des Kindes. Verl. J. F. Bergmann, München, 1938.

64 PFANDLER U. — Une paire de jumeaux bivitellins concordant pour l'ataxie de Friedrich, dans une souche à hérédité récessive simple, avec double consanguinité. *Jour. de Génétique humaine*, Vol. 3, N° 1, mars 1954.

65. RAUTMANN H. — Untersuchungen über die Norm. Verl. Gustav Fischer, Jena, 1961.

66. ROESSLE R. und ROULET F. — Mass und Zahl in der Pathologie. Verl. Springer, Berlin und Wien, 1932.

67. SALLER K. — Grundlagen der Anthropologie. C. E. Schwab, Stuttgart, 1949.

68. SALLER K. — Lehrbuch der Anthropologie. Gustav Fischer Verl., Stuttgart, 1957.

69. SALZLER A. — Ursachen und Erscheinungsformen der Akzeleration. Verl. Volk und Gesundh., Berlin, 1967.

70. SCHADE H. — Vaterschaftsbegutachtung. E. Schweizerbartsche Verl., Stuttgart, 1954.

71. SHELDON W. H. — Les variétés de la constitution physique de l'homme. Presses universitaires de France, Paris, 1950.

72. SCHLAGINGAUFEN O. — Anthropologia Helvetica. Verlag Art. Inst. Orell Füssli, Zürich, 1946.

73. SCHREIDER E. — Les types humains. *Actualités scient. et industr.*, N° 495-496-497, Hermann et Cie Ed., Paris, 1937.

74. SCHWENK A. — Die köperliche Entwicklung im Jugendalter und ihre endokrinologischen Grundlagen. S. Karger Verl., Basel, 1965.

75 SIEG R. — Das anthropologisch-erbbiologische Vaterschaftsgutachten weiterhin in Widerstreit von Meinungen. *Schweizerische Juristen-Zeitung*, N° 4, 1967.

76. SIEMENS H. W. — Die Zwillingspathologie. Berlin, Springer Verl., 1924.

77. TAKKUNEN R. L. et TELKKA A. — Finnische Anthropometrische Tabellen für Vaterschaftsuntersuchungen. *Annales acad. scient. Fennicae, V, Médica, 105*, Helsinki, 1964.

78. TANNER J. M. — Growth at adolescence. Blackwell scientific publications, Oxford, 1962.

79. Traité de médecine biotypologique. Ed. G. Droin, Paris, 1955.

80. TWISSELMANN F. — Développement biométrique de l'enfant à l'adulte. Presses univers. de Bruxelles, Libr. Maloine, Paris, 1970.

81. VALLOIS H. V. — Technique anthropométrique. *S. des hôpitaux de Paris, 24,* N° 13, pp. 374-383, 1948.

82. VALLOIS H. V. — Anthropologie de la population française. Ed. Didier, Paris, 1943.

83. VERSCHUER O. — Anthropologische Studien an ein-und zweieiigen Zwillingen. Verl. d. Dtsch. Ges. F. Vererbungsw. *Zeitschr. indukt. Abstammungs-u. Vererb-Lehre, 41,* 1925.

84. VERSCHUER O. — Erbpathologie. Theodor Steinkopff, Dresden u. Leipzig, 1934.

85. VIOLA G. — La costituzione individuale. Licinio Cappelli, ed. Bologna, 1932.

86. WATSON E. H. et LOWREY G. H. — Growth and development of children. The year book publishers, Chicago, 1952.

TABLE DES MATIERES

PREFACE 5

CHAPITRE PREMIER. — L'EXPERTISE ANTHROPOBIOMETRIQUE 7

A) *Introduction* 7

B) *L'anthropobiométrie* 7

1. Les mesures anthropobiométriques 9
2. Les caractéristiques anthropobiométriques 9
3. Statistique 11

C) *La détermination de la paternité selon la méthode anthropobiométrique* 12

D) *Signification de la probabilité de paternité* 20

1. Le logarithme de paternité 20
2. Cas de paternité certaine 25
3. Cas de paternité impossible 26
4. Cas de rétablissement de filiation réelle 27
5. Cas dont le résultat final est incertain 28

E) *Limites, erreurs théoriques possibles, avantages de la méthode anthropobiométrique* 29

1. Limites de la méthode 29
2. Erreurs théoriques possibles 31
3. Avantages de la méthode anthropobiométrique 34

F) *Réponses à quelques questions qui nous ont été posées lors de conférences et d'audiences du Tribunal* 35

CHAPITRE II. — DEUX AUTRES METHODES POUR LA RECHERCHE EN PATERNITE 39

A) *L'expertise par la méthode des formules sanguines* 39

B) *La méthode anthropologique - héredo - biologique* 40

CHAPITRE III. — DIFFERENCES, INTER-DEPENDANCE ET CHOIX ENTRE LES TROIS METHODES 41

CHAPITRE IV. — CONCLUSION 45

APPENDICES :

1. La répartition normale 46
2. Illustration numérique du calcul des limites de classification .. 49
3. Indice cormique 51
4. Liste des mesures anthropobiométriques et des caractéristiques anthropobiométriques que nous utilisons actuellement 52
5. Détermination de la valeur d'un critère pour la recherche en paternité et calcul de la probabilité de paternité et de non-paternité 54

BIBLIOGRAPHIE 59

Imp. Bosc Frères, Lyon - Dépôt légal n° 5.404 - 2e trimestre 1972